

地方政府隐性债务与民营中小企业融资约束

——基于金融分割的视角

Implicit Liabilities of Local Governments and Financing Constraints of Private Small and Medium-sized Enterprises: From the Perspective of Financial Segmentation

刘乐峥 吴晓斌

LIU Le-zheng WU Xiao-bin

[摘要] 地方隐性债务的主要风险之一是通过市场化的渠道长期影响企业行为,对经济增长的可持续性造成负面影响。笔者立足于我国信贷市场中金融分割的特征,分析了地方政府隐性债务对民营中小企业融资约束的影响以及背后的传导机制。在此基础上构建地区企业债务成本与负债水平的联立方程,结果表明:在金融“结构分割”与“地理分割”的影响下,地方政府隐性债务扩张仅加剧了本地民营中小企业的融资约束;由于存在融资渠道的差异,相比于更具有隐性债务特征、以银行贷款为主的地方政府非标准债务,城投债等相对公开透明的地方政府标准债务并未影响本地民营中小企业融资约束。文章的机制分析还发现,基于中小银行发展的金融“结构分割”弱化,以及省内较弱的金融“地理分割”,均可以抑制地方政府隐性债务增加对本地民营中小企业融资约束的负面效应。以上研究为如何防范化解地方隐性债务风险进入实体经济中提供了新的视角。

[关键词] 地方政府隐性债务 民营中小企业 融资约束 金融分割

[中图分类号] F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0003-14

Abstract: One of the main risks of local implicit debt is the long-term impact on enterprise behavior through market-oriented channels, which has a negative impact on the sustainability of economic growth. Based on the characteristics of financial segmentation in China's credit market, this paper analyzes the impact of local government implicit debt on the financing constraints of private small and medium-sized enterprises and the transmission mechanism behind it. On this basis, the simultaneous equation of debt cost and debt level of regional enterprises is constructed. The results show that under the influence of financial “structural segmentation” and “geographical segmentation”, the expansion of implicit debt of local governments only intensifies the financing constraints of local private small and medium-sized enterprises. Due to the differences in financing channels, compared with the local government non-standard debt with more implicit debt characteristics and dominated by bank loans, the relatively open and transparent local government standard debt such as MIBs did not affect the financing constraints of local private small and medium-sized enterprises. The mechanism analysis also found that the weakening of financial “structural segmentation” based on the development of small and medium-sized banks and the weak financial “geographical segmentation” in the province can inhibit the negative effect of the increase of local government implicit debt on the financing constraints of local private small and medium-sized enterprises. The above research provides a new perspective on how to prevent and resolve introducing the risk of local implicit debt into the real economy.

Key words: Implicit liabilities of local governments Small and medium-sized enterprises Financing constraints Financial segmentation

[收稿日期] 2022-02-27

[作者简介] 刘乐峥,男,1977年9月生,中央财经大学中国公共财政与政策研究院副教授,研究方向为财政税收;吴晓斌,男,1993年3月生,中央财经大学公共财政与政策研究院博士研究生,研究方向为财政与地方政府债务。本文通讯作者为吴晓斌,联系方式为 xiaobinwu@email.cufe.edu.cn。

[基金项目] 财政部政府债务研究和评估中心项目“地方政府专项债券风险控制规则研究”(项目编号:023276119101)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

“地方政府隐性债务”问题一直备受关注，正是在于其不可轻视的长期风险。如何防范化解“地方政府隐性债务”风险是党的十九大报告中“防范化解重大风险”攻坚战的重要构成，2020年中央经济工作会议更明确指出要“抓实化解地方隐性债务风险”，2021年国务院《关于进一步深化预算管理制度改革的意见》进一步强调把“防范化解地方政府隐性债务风险作为重要的政治纪律和政治规矩”。在我国过去十几年的经济发展之中，地方债务发挥了积极的融资作用，但过度且无序的隐性债务扩张也将风险导入了实体经济当中。

地方隐性债务的主要风险之一是通过市场化的渠道长期影响企业行为，对经济增长的可持续性造成负面影响，隐蔽且难以防控（郭敏等，2020^[1]）。一类文献基于公共部门挤入与挤出私人部门经济活动的理论视角，指出地方政府债务增长与实体经济中企业的投融资行为存在显著相关性（范小云等，2017^[2]；胡玉梅和范剑勇，2019^[3]；刘穷志和白云，2020^[4]；汪金祥等，2020^[5]），更有研究对企业所有制和规模进行区分，得出民营或中小企业融资受到的负面影响更大的结论（田国强和赵旭霞，2019^[6]；余海跃和康书隆，2020^[7]；Huang等，2020^[8]；刘畅等，2020^[9]）。民营中小企业为我国经济持续稳定增长做出了不可磨灭的贡献，但融资问题一直是其长期以来的痛点、难点和堵点，解决民营企业特别是中小企业融资难甚至融不到资的问题更是我国目前经济发展的首要任务之一^①。如果民营中小企业的融资负担随着地方隐性债务扩张而加剧，必然构成债务风险传导至实体经济的渠道，对其背后的传导机制进行深入剖析是防范化解隐性债务风险的重要一环，但这一问题还未引起现有研究的足够关注。

地方隐性债务增长对地方民营中小企业带来的融资负担，并非单纯来自债务规模的大幅扩张，还与我国信贷市场的金融特征息息相关。以经济发展为主要任务的地方政府长期面临着“晋升压力”“预算软约束”等内在的动因（王永钦等，2016^[10]；龚强

等，2011^[11]），与“财权与事权不匹配”的外在压力（曹信邦等，2005^[12]；洪正和胡勇锋，2017^[13]；陈宝东和邓晓兰，2017^[14]），2014年之前，在《预算法》的约束下缺乏直接举债的渠道，依赖于“隐形担保”“土地出让”等手段成立地方融资平台不计成本地进行融资（张莉等，2018^[15]；曹婧等，2019^[16]；马文涛和马草原，2018^[17]）。至2014年，地方融资平台有息债务的总体存量已达12.8万亿，其中以银行贷款为主的非标准有息债务存量已高达10.4万亿，约占当年中国社会融资规模存量的8.5%^②。2014年新《预算法》的出台要求对地方隐性债务存量进行甄别和置换，一定程度上降低了地方政府隐性债务的增长速度，但据2019年IMF估算，我国以融资平台为主的隐性债务总规模仍将持续上升，预计将由2018年的30.88万亿增至2024年的71.01万亿。虽然地方隐性债务体量巨大，但理论上，在资金自由流动、信息对称的完美信贷市场中，金融机构将资金分配给地方政府债务抑或是民营中小企业，仅仅是经济效率提升的表现，由隐性债务规模增长产生的“挤入”或“挤出”并不构成地方隐性债务风险的累积和无序传导。

现实中，我国信贷市场中长期存在着两种主要的金融分割，即由大银行主导的信贷市场内供需结构不匹配产生的金融“结构分割”，和将金融资源视为“第二财政”导致以省为界的金融“地理分割”，使得信贷资源在政府和不同类型企业之间的分配并不完全遵循竞争市场规律，尤其是对其中处于劣势地位的民营中小企业。2015年以前，依赖于银行贷款等本地信贷资源的非标准债务是我国地方隐性债务的主要构成，与地方民营中小企业形成了必然的融资渠道竞争关系（蔡书凯和倪鹏飞，2014^[19]；余海跃和康书隆，2020^[7]）。当地方隐性债务大幅增长时，在对非国有企业的“所有制歧视”及对中小企业的“规模歧视”等非市场因素影响而形成的金融“结构分割”作用下（Brandt和Li，2003^[20]；卢峰和姚洋，2004^[21]；林毅夫和李志赟，2004^[22]；白俊和连立帅，2012^[23]；张霖琳等，2015^[24]；郭敏等，2020^[25]），大型银行倾

① 习近平总书记2018年11月在民营企业座谈会上的讲话中提出“要优先解决民营企业特别是中小企业融资难甚至融不到资的问题，同时逐步降低融资成本”。

② 融资平台有息债务数据由徐军伟等（2020）^[18]根据融资平台公司新名单对应的相关数据整理得到；2014年中国社会融资规模存量由人民银行统计公布。

向于缩减民营中小企业的正常信贷需求,将信贷资源向地方融资平台业倾斜(刘畅等,2020^[9])。而金融“地理分割”又进一步放大了上述问题,由于资金流动性不受区域间资本回报率的差异决定(Dollar和Wei,2007^[26]),使得信贷资源难以跨区域调配(Boyreau-Debray和Wei,2005^[27])来弥补由此导致的资金供需缺口(田国强和赵旭霞,2019^[6]),因此“利率天花板”限制下无法通过抬高存款利率来增加信贷总量的金融机构,只能转而缩减本地其他部门的信贷额度(Chen等,2018^[28];Huang等,2020^[8]),导致本地民营中小企业的融资约束进一步加剧。

有部分学者关注到金融分割特征的重要性,如刘畅等(2020)^[9]指出在大型国有商业银行为主的信贷供给端下,需求端中抵押充足且受地方政府隐性担保的融资平台比中小企业更具有贷款优势;蔡晓慧和茹玉骢(2016)^[29]表明地区间资金市场分割是中国国内企业融资成本因地方基建投入规模而产生差异的前提;Huang等(2020)^[8]更是认为存在地域分割特征的中国信贷市场是检验“地方挤出假说”的理想环境。然而现有研究往往将金融“结构分割”或“地理分割”特征作为研究前提和相关制度背景,并未建立金融分割、地方隐性债务、民营中小企业融资三者的直接关联机制,尤其缺乏对弱化金融分割是否可以防范化解这一风险导入途径的分析。

本文借助2006—2014年融资平台公司新名单数据库(徐军伟等,2020^[18])、工业企业数据、城市面板数据等,在区分企业所有制和规模的基础上,为同时包含企业融资成本与融资可得性两个特征,构建了地区企业债务成本与负债水平的联立方程进行实证检验。回归结果表明,在金融“结构分割”与“地理分割”的影响下,地方政府隐性债务扩张仅加剧了本地民营中小企业的融资约束。同时,本文还发现由于存在融资渠道的差异,相比于更具有隐性债务特征、以银行贷款为主的地方政府非标准债务,城投债等相对公开透明的地方政府标准债务并未影响本地民营中小企业融资约束。进一步地,本文的机制分析发现,基于中小银行发展的金融“结构分割”弱化,以及省内较弱的金融“地理分割”,均可以抑制地方政府隐性债务增加对本地民营中小企业融资约束的负面效应。

本文的主要贡献在于:其一,以我国信贷市场中

金融分割特征为切入点,探讨了地方政府隐性债务加剧民营中小企业融资约束背后的传导机制,为地方隐性债务风险提供了新的研究视角。其二,从融资渠道差异、弱化金融分割两个角度,讨论如何防范化解地方隐性债务风险,为现有研究形成补充,对我国今后的地方经济发展具有较强的参考价值与政策含义。

余文的结构组成如下:第二部分为理论分析与假说提出;第三部分为研究设计与数据;第四部分为实证检验与结果分析;第五部分为研究结论。

二、理论分析与假说提出

在资金自由流动、信息对称的完美信贷市场中,充分竞争的金融机构作为资金供给方权衡需求侧的风险与收益,形成资金定价,实现资金的有效配置。基于此,信贷市场自发实现了资金的供求均衡,最大化了资源的配置效率。给定信贷资源总量在不同资金需求方之间的配给变动,仅仅是市场机制中金融效率优化的表现。这意味着,金融机构将资金分配给地方政府债务抑或是民营中小企业,是经济效率的提升,并不构成地方隐性债务风险的累积和有序传导。

但是,金融市场总是存在各种摩擦和竞争限制,所形成的交易成本上升导致资金配置过程并非完美,信贷资源在政府和不同类型企业之间的分配不完全遵循竞争市场规律,其中尤其是民营中小企业处于劣势的地位。就我国而言,存在两类突出的信贷市场摩擦:一是区域内的“金融结构分割”,即大银行主导信贷市场下由于所有制和规模不同带来对民营中小企业的融资歧视,形成不同所有制和规模企业的信贷资源错配;二是跨区域之间针对中小金融机构的“金融地理分割”,即源自区域间金融行政保护形成的市场割裂使具有信贷资源和动力的中小银行跨区域经营能力受限,不能满足其他区域受“金融结构分割”影响而不能获得当地信贷资源的民营中小企业的的需求,使区域间信贷资源错配。

金融结构分割源自对非国有企业的“所有制歧视”及对中小企业的“规模歧视”等非市场影响因素(Brandt和Li,2003^[20];卢峰和姚洋,2004^[21];林毅夫和李志赞,2004^[22];白俊和连立帅,2012^[23];张霖琳等,2015^[24];郭敏等,2020^[25]),一直被认为是抬高中小企业融资成本的重要原因。我国信贷市场由大型银行主导,而大型银行偏好于贷款规模大并且单位“监督成本”低的国有与大型企业,难以满

足民营中小企业日益增长的融资需求(刘小玄和周晓艳, 2011^[30]; 白俊和连立帅, 2012^[23]; 姚耀军和董钢锋, 2015^[31]), 形成了市场中供给结构与需求结构的不匹配, 即地区内金融市场的“结构分割”。由于资产规模少, 经营风险高, 本身就难以在金融市场竞争中获得优势的民营中小企业难以与大银行为主的金融机构建立长期的银企关系, 也通常不与地方政府的政策目标相挂钩, 融资相对困难(姚耀军和董钢锋, 2015^[31])。

地方隐性债务的增加进一步激化了中小企业融资困难的问题。当地方政府通过“隐性担保”“土地出让”等手段成立地方融资平台(张莉等, 2018^[15]; 曹婧等, 2019^[16]; 马文涛和马草原, 2018^[17]), 利用“金融化”政府信用不计成本地增加“风险收益不匹配”的地方债务时(徐军伟等, 2020^[18]), 大型银行主导下的信贷市场受非市场因素影响, 倾向于缩减民营中小企业的正常融资需求, 而将大量的信贷资源向地方融资平台业倾斜(刘畅等, 2020^[9])。

上述问题, 由于金融市场存在“地理分割”, 进一步被放大。自1994年“分税制”改革后, 地方政府在“晋升锦标赛”的激励下, 倾向于将地方信贷资源视作“第二财政”来弥补资金不足、拉动地方经济增长(王京滨和李博, 2021^[32])。因此, 地方政府有动力对银行信贷等金融资源通过分支机构牌照管理、本地信贷资源管理、当地金融机构的人事任命管理等方式实施“行政保护”, 形成以省为界的区域壁垒和金融隐性分权的特点(俞颖等, 2017^[33]; 张虎和周迪, 2016^[34]; Huang等, 2020^[8]), 导致金融资源跨区域流动的摩擦增大, 即地区间金融市场存在“地理分割”。地区间金融“地理分割”的存在, 反映在没有法律干预下的境内低资本流动性(Boyreau-Debray和Wei, 2005^[27])和不同地区间资本回报率系统性离散上(Dollar和Wei, 2007^[26]), 降低了资金跨区配置的效率, 使得市场无法自发实现不同区域间资金的供需平衡, 加重了“结构分割”下民营中小企业的融资缺口问题。理论上, 不存在地理分割的信贷市场中, 地方政府隐性债务增加对当地企业外源融资的影响, 应当存在于全国市场层面, 而非地区层面(蔡晓慧等, 2016^[29]; Huang等, 2020^[8])。

但“地理分割”的特征导致金融体系自身的配置效率下降, 当本地金融机构大规模认购地方政府债务后, 其他地区富余的信贷资源难以跨区域调配来弥补由此导致的资金供需缺口(田国强和赵旭霞, 2019^[6]); 同时在央行“利率天花板”的影响下, 本地金融机构亦不能通过抬高存款利率来增加自身的信贷资源总量(Huang等, 2020^[8]), 只能转而缩减本地其他部门的信贷额度(Chen等, 2018^[28])。在以省为界的金融“地理分割”下, 无法自由跨区域流动和配置信贷资源, 难以弥补地方隐性债务大幅占用本地信贷资源导致的供需缺口, 使得民营中小企业的融资约束进一步加剧。

需要注意的是, 尽管金融市场的“地理分割”主要针对地方性中小金融机构, 规模较大的商业银行受到的影响很小^①, 但这仍将直接影响中小企业的融资。这是因为具有跨区域经营能力的大规模商业银行同时会受金融“结构分割”的影响限制对中小企业的融资贷款; 而有富余信贷资源, 同时对中小企业贷款经营较有经验的其他地区中小金融机构, 受地理分割的影响难以进入当地市场经营, 从而使当地受地方隐形债务挤压而融资困难的中小企业情况无法得到缓解。

不同于民营中小企业, 存在金融分割的市场中, 其他规模与所有制企业受地方政府隐性债务扩张的影响较小。相对于民营中小企业, 国有企业凭借“所有制优势”, 基于信贷市场的刚兑信仰、与当地政府的紧密联系以及企业高管的晋升激励三方面因素(Brandt和Li, 2003^[20]; 卢峰和姚洋, 2004^[21]; 林毅夫和李志赟, 2004^[22]; 张霖琳等, 2015^[24]; 郭敏等, 2020^[25]), 往往不被挤出信贷资源, 甚至从地方政府的资源再配置中进一步获得信贷优势; 而民营大企业在“规模优势”下, 凭借自身充足的抵押物与透明的企业信息、亲密的银企合作关系、与本地金融机构更强的议价能力等禀赋, 能够在本地信贷市场满足需求(Brandt和Li, 2003^[20]), 更容易保持原有的外源融资。因此, 我们有如下假说一:

假说一: 我国的信贷市场中存在金融分割, 地方政府隐性债务扩张主要加剧了民营中小企业的融资

① Huang等(2020)^[8]认为大型商业银行同样受“地理分割”影响, 具有一定自主决策权的地区分支机构面临本地政府与国有企业贷款的壓力, 常常在当地开展业务。但在我国1998年银行体系垂直化管理改革、国有银行商业化改造与上市等金融集权政策下, 大型银行已较早完成全国性机构布局, 地方政府对国有银行和股份制银行的干预能力大大降低。

约束。

上述机制起作用的一个前提是地方隐性债务与民营中小企业融资渠道存在同质性,从而形成在局部银行信贷资源的争夺。民营中小企业在经营中面临着内源融资不足、外源直接融资门槛高等问题,地方银行贷款是其主要外源间接融资来源。地方隐性债务中,一些是以全国资本市场为范围筹措的,并不必然与地方民营中小企业形成融资渠道的竞争关系。比如,以城投债为主的地方标准债务主要在交易所和银行间市场发行,举债难度大且易于监管,资金的筹集和使用更透明,相比于银行贷款为主的地方非标准债务更不依赖于当地信贷资源(余海跃和康书隆,2020^[7]),与民营中小企业的融资渠道存在异质性。另一些所谓地方非标准债务,则可能与地方民营中小企业融资形成了较为直接的信贷资源争夺关系。非标准债务的主要资金来源是地方银行贷款(蔡书凯和倪鹏飞,2014^[19]),更具有隐性债务特征,与地方民营企业贷款来源一致性较高。由于背靠地方政府的融资平台规模、信用、权威均高于地方民营中小企业,增加非标准地方隐形债务导致地方民营中小企业融资成本抬高也就成为必然,并且,非标债务越高的地区,这一问题越突出。因此,我们有如下假说二:

假说二:由于存在融资渠道的异质性,民营中小企业的融资约束不受地方政府隐性债务中的标准债务(如城投债)的影响。

面对金融分割的问题,一般认为,可以通过发展中小金融机构弱化对中小企业融资成本的冲击。从“结构分割”角度来看,地区内中小银行的发展,降低了供给侧与需求侧结构的不匹配,弱化了地区内的金融“结构分割”。现有研究表明,中小银行在为中小企业提供金融服务上存在成本与效率优势(林毅夫和李永军,2001^[35])。由于小银行的组织结构相对扁平,较小的资产规模也使得自身难以向大型企业提供贷款服务,所以更加依赖于当地小企业的发展前景、技术人才等“软信息”而非资产规模、所有制等“硬信息”来发放关系型借贷,在长期互动中与民营中小企业形成紧密的银企关系并缔结长期纽带(Stiglitz和Weiss,1981^[36];Banarjee等,1994^[37];

Berger和udell,2002^[38];Kopecky和Vanhoose,2006^[39])。因此,地区中小银行的发展构成了当地民营中小企业稳定的外援渠道,信贷市场对于民营中小企业的“所有制歧视”与“规模歧视”也得以弱化。据此,我们提出第三个假说:

假说三:地区中小银行的发展,可以抑制地方政府隐性债务扩张对民营中小企业融资约束的负面影响。

从“地理分割”角度来看,在金融“地理分割”较弱的地区,逐利的信贷资源在市场规律配置下自由地跨区域流动,更容易满足民营中小企业的融资需求。一方面,资金地自由流动降低了区域内金融体系的集中度,增加了金融机构间的竞争度。银行作为信贷市场的供给方,为获得竞争优势有意愿降低贷款利率并增加信贷供给(Beck等,2004^[40])。而随着机构间竞争愈发激烈,融资约束大、融资需求强的民营中小企业将成为主要的潜在开发对象(Canales和Nanda,2012^[41])。另一方面,弱化金融“地理分割”有利于满足中小银行异地经营的需求。在金融壁垒较低的省内区域,异地扩张已成为我国中小银行自2006年后主要的发展特征^①,而较早完成分支机构异地布局的大型国有银行则出现区域退出现象(张杰等,2010^[42];王京滨和李博,2021^[32])。因此,省内区域间较弱的金融“地理分割”,使得信贷资源依托于市场自由的流动与配置,可以抑制地方隐性债务增长对民营中小企业融资约束的负面影响。但我国省间的“地理分割”较强,使得这一抑制效应仅存在于省内区域,而不存在于跨省之间。由此,我们提出假说四:

假说四:金融地理分割存在以省为界的特征,金融资源难以跨省流动来抑制地方政府隐性债务增加对民营中小企业融资约束的负面影响。

三、研究设计与数据

(一) 变量定义与实证策略

民营中小企业的融资约束由融资成本与融资可得性两个因素决定,而如何对地区企业的融资约束进行准确衡量,是实证检验本文假说的首要前提。现有研

① 我国首家城市商业银行异地支行于2005年获批,随后颁布的《城市商业银行异地分支机构管理办法》和《关于中小商业银行分支机构市场准入政策的调整意见(试行)》全面降低了中小银行的发展门槛,但对中小银行异地经营,尤其是跨省经营,仍存在较高监管要求。例如,《城市商业银行异地分支机构管理办法》中将城市商业银行设立异地分支机构分为“省内设立”和“跨省设立”,并对后者提出更高的审批要求。

究指出,相较于其他指标,企业债务融资溢价与融资约束下企业的各种特征相一致,对融资约束的度量显示出更高的显著度与稳健性,有利于从加总层面进行宏观实证的探究(蔡晓慧,2013^[43])。但值得注意的是,债务融资溢价主要衡量了企业的融资成本,即是否存在“融资贵”这一问题。对于民营中小企业来说,当金融机构基于高利率来覆盖该类企业较高的融资风险时,虽然同样会产生“融资贵”问题,而实质上却是缓解了企业的融资约束(易纲,2018^[44])。由此可见,在衡量企业融资约束,尤其是民营中小企业融资约束时,既应当考虑企业的融资成本,又应当包含企业的融资可得性。

为兼顾融资成本与融资可得性两个因素,本文参照现有研究构建了不同规模与所有制企业的地区债务融资溢价($premium_{m,pt}$)与负债水平($lev_{m,pt}$) (蔡晓辉,2013^[45];蔡晓慧和茹玉骢,2016^[28];Huang,2020^[8])^①,以基于面板数据的联立方程来衡量地方政府隐性债务对地区企业融资约束的影响。基准联立方程计量模型如下:

计量模型(1)检验了地方政府隐性债务对企业融资成本的影响:

$$\ln(premium)_{m,pt} = \beta_0 + \beta_1 debt_{m,pt} + \beta_2 SBD_{pt} + \beta_3 W1_capf_{m,pt} + \beta_4 W2_capf_{m,pt} + X'_{m,pt} \varphi + \mu_m + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

计量模型(2)检验了地方政府隐性债务对企业负债水平的影响:

$$\ln(lev)_{m,pt} = \alpha_0 + \alpha_1 debt_{m,pt} + \alpha_2 SBD_{pt} + \alpha_3 W1_capf_{m,pt} + \alpha_4 W2_capf_{m,pt} + X'_{m,pt} \varphi + \mu_m + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, m 代表地级市, p 代表城市 m 所在省份, t 代表年份。 $X_{m,pt}$ 代表城市层面的控制变量。 μ_m 为城市固定效应, λ_t 为年份固定效应,分别控制不可观测的城市特征和宏观经济因素对地区企业融资约束的影响。

为检验假说一,本文采用融资平台的有息非标准债务存量(银行贷款为主)与GDP的比值($debt1_{m,pt}$),来衡量作为核心解释变量的地级市隐性债务存量。假说一要求,若地方政府隐性债务增长在减少或不影响民营中小企业负债水平的前提下(即回归系数 α_1 统计显著为负或不显著),增加了民营中小企业的融资

成本(即回归系数 β_1 统计显著为正),则表明地方政府隐性债务扩张加剧了民营中小企业的融资约束,反之亦然。对其他规模与所有制企业,同理。为检验假说二中不同融资渠道的差异性影响,本文将上述基准回归模型中的核心解释变量,替换为融资平台有息标准债务存量(城投债为主)与GDP的比值($debt2_{m,pt}$)。假说二要求估计系数 α_1 与 β_1 均不显著。

本文以交互项的方式来验证假说三与假说四,在基准方程(1)基础上加入交互项的方程(3)如下(对基准方程(2)同理,本文对交互项均去中心化处理):

$$\begin{aligned} \ln(premium)_{m,pt} = & \beta_0 + \beta_1 debt_{m,pt} + \beta_2 SBD_{pt} \\ & + \beta_3 W1_capf_{m,pt} + \beta_4 W2_capf_{m,pt} \\ & + \beta_5 debt_{m,pt} \times SBD_{pt} + \beta_6 debt_{m,pt} \\ & \times W1_capf_{m,pt} + \beta_7 debt_{m,pt} \\ & \times W2_capf_{m,pt} + X'_{m,pt} \varphi + \mu_m + \lambda_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

假说三中,当地中小银行的发展水平(SBD_{pt})以地区中小银行资产总额占GDP的比重来衡量。目前中小银行的概念并无权威界定,通常研究中将“工、农、中、建、交”五大银行以外的银行业金融机构,或直接将股份制商业银行、城市商业银行和农村金融机构划分为中小银行(傅勇等,2011^[45];姚耀军和董钢锋,2015^[31];刘畅等,2017^[46])。由于监管部门限制了农村金融机构对地方融资平台的贷款发放(刘畅等,2020^[9]),因此本文对中小银行的定义只包含股份制商业银行与城市商业银行。假设三若成立,则要求在上述模型中交互项的估计系数(β_5)与主效应估计系数(β_1)显著相反。

为验证假说四,本文基于金融资源的趋利性特征,人工识别和整理同省相邻市与非同省相邻市两类空间分布滞后(SDL)解释变量。其中, $Wi_capf_{m,pt}$ 表示 m 城市 t 年的相邻城市金融总量指标(当地金融机构存款与GDP比例), Wi 代表地级市的相邻逆距离空间权重矩阵, i 代表相邻城市是否处于同一省($i=1$ 处于同一省, $i=2$ 则相反)。假说四若成立,则省内交互项的估计系数(β_6)应与主效应估计系数(β_1)显著相反,而省外交互项估计系数(β_7)则较弱或不显著。

^① 受篇幅所限,具体构建方法未在文中列示,感兴趣的读者可向作者索要。

参考已有研究(韩永辉等; 2017^[47]; 毛文峰和陆军, 2020^[48]; 余海跃和康书隆; 2020^[7]), 为避免遗漏变量导致的内生性问题, 本文尽可能控制如下的经济社会特征 ($X'_{m,pt}$): 城市的产业结构合理化水平、土地出让规模、财政自给率、工资水平和人力资本、市场化指数、人均 GDP、人口密度、人均道路铺装面积、社会消费品零售总额、金融机构存款余额占当地 GDP 比例、公共财政支出占 GDP 比重、固定资产投资占 GDP 比重。

(二) 数据来源与描述性统计

本文数据包含企业级数据, 地方融资平台数据与省市级数据三部分。企业级数据来自 2006—2014 年中国工业企业数据库, 参照现有研究(聂辉华等, 2012^[49]; 蔡晓慧和茹玉骢, 2016^[29]; Cong 等, 2019^[50]; 陈林, 2018^[51]), 结合本文实际对数据库进行处理^①。本文使用的地方融资平台数据来源于徐军伟等(2019)^[29]的融资平台公司新名单数据库。该库数据具有较高的真实性与可靠性, 并区分了融资平台有息债务数据和城投债数据。省市级数据中所用的银行数据来源于 2006—2014 年的中国区域金融运行报告; 市场化指数数据来源于《中国分省份市场化指数报告》; 其他地级市数据主要来源于 2006—2014 年《中国城市统计年鉴》。数据中涉及货币名义价值统计的数据, 均以国民生产总值平减指数 (GDP deflator) 进行了平减。除了比例类变量以外, 所有数值型变量均设定为对数形式。

本文选用地方融资平台有息债务来衡量地方政府隐性债务, 是由于 2014 年以前地方融资平台有息债务, 尤其以银行贷款为主的有息非标准债务, 是我国地方政府隐性债务的主要组成部分(毛捷和徐军伟, 2019^[52])。2014 年新《预算法》出台后, 要求对地方性债务存量进行甄别和置换, 一定程度化解了地方

政府的隐性债务风险, 降低了地方政府隐性债务的增长速度(郭敏等, 2020^[1]), 但在此之后据 IMF 在 2019 年的估算我国债务总规模仍持续上升, 其中隐性债务仍以融资平台债务为主。同时, 参考现有研究, 为避免 2014 年新《预算法》的出台, 以及同年发布的《国务院关于加强地方政府债务管理意见》(国发[2014]43号)等政策变动的影 响, 本文将样本区间设定为 2006—2014 年(范小云等, 2017^[2]; 胡玉梅和范剑勇, 2019^[3]; 余海跃和康书隆, 2020^[7])。

图 1 和图 2 分别展示了样本期间内地区企业债务融资溢价和负债水平的统计性描述。图 1 可知, 民营中小企业的债务融资溢价几倍于其他企业, 而在 2008 全球金融危机后, 国有大企业的债务成本显著低于其他企业。结合图 2 来看, 民营中小企业负债水平最低但债务融资成本最高, 而国有大企业则恰恰相反, 符合现实预期。

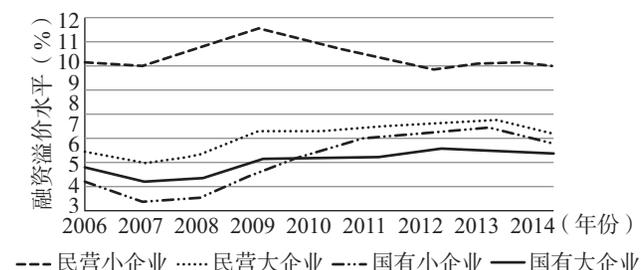


图 1 2006—2014 年我国不同规模企业融资溢价水平

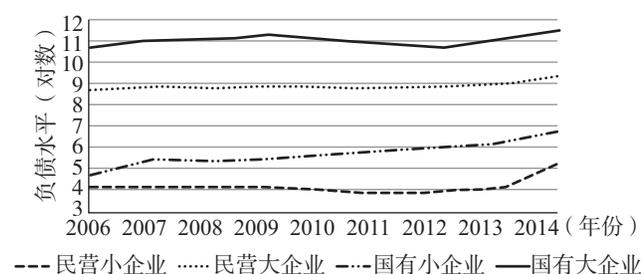


图 2 2006—2014 年我国不同规模企业负债水平

表 1 关键变量描述统计

变量	定义	观测值	标准差	均值	最小值	最大值
企业债务融资溢价 (自然对数)						
lnPoe_B	民营大企业	2 176	0.211	1.77	0.97	2.47
lnPoe_S	民营小企业	2 137	0.460	2.13	0.57	4.15
lnSoe_B	国有大企业	2 005	0.327	1.57	0.37	2.15
lnSoe_S	国有小企业	2 018	0.468	1.52	0.21	2.43

① 限于篇幅, 数据处理方式未在文中列出, 感兴趣的读者可向作者索要。

续前表

变量	定义	观测值	标准差	均值	最小值	最大值
企业负债水平（自然对数）						
<i>lnLevPb</i>	民营大企业	2 163	0.571	11.97	7.04	12.90
<i>lnLevPs</i>	民营小企业	2 104	0.710	7.29	2.93	8.98
<i>lnLevSb</i>	国有大企业	2 005	2.451	14.08	0.00	15.90
<i>lnLevSs</i>	国有小企业	1 869	0.949	8.80	4.37	10.50
地方政府隐性债务（占GDP比重）						
<i>debt1</i>	非标准债务	2 448	0.098	0.07	0.00	0.93
<i>debt2</i>	标准债务	2 430	0.019	0.01	0.00	0.18
银行资产规模（占GDP比重）						
<i>SBD</i>	中小银行	2 427	0.236	0.43	0.10	2.60
相邻市金融资源总量（占GDP比重）						
<i>W1_capf</i>	同省	2 448	0.179	0.28	0.00	1.07
<i>W2_capf</i>	非同省	2 448	0.249	0.22	0.00	1.49

四、实证检验与结果分析

（一）地方政府隐性债务扩张影响企业融资约束的基准分析

表2基于对不同规模与所有制企业的细分，在列（1）~列（3）与列（4）~列（6）中分别报告了地方隐性债务增加对地区企业债务融资溢价和负债水平的影响，同时逐步加入空间滞后变量以及控制变量。

表2中Panel-A报告了地区民营中小企业的回归结果，其中*debt1*对企业债务融资溢价的估计系数 β_1 始终显著为正，对企业负债水平的估计系数 α_1 在加入控制变量后则不显著。这表明对于民营中小企业，地方隐性债务增加在1%的水平上显著抬高了企业的债务融资溢价，但并不显著影响企业的负债水平。同理，Panel-B表明，对于民营大企业，地方隐性债务增加不影响企业的债务融资成本与负债水平。Panel-C与Panel-D的结果表明，对于国有大企业，地方隐性债务的增长在不影响企业负债水平的前提下，显著降低了企业的债务融资溢价；对于国有小企业，地方政府隐性债务增加在不抬高企业债务融资溢价的前提下，显著增加了企业的负债水平。该结果与现有结论相吻合，地方国有企业即是地方政府实行政策计划和刺激经济发展的主要“工具”之一，亦是地方政府投入资源的

承载主体（林毅夫和李志赞，2004^[22]），为确保地方国有企业能切实发挥政策工具的作用，地方政府有动力为国有企业获得外部融资支持提供便利（郭敏等，2020^[1]），二者存在信用边界的混淆^①。综上，当地方政府隐性债务大幅扩张时，处于信贷市场最劣势的民营中小企业需要支付更高的债务成本来满足原有的融资需求，融资约束加剧；而民营大企业凭借着“规模优势”并未直接受到影响，国有企业在信贷市场中的优势甚至被进一步扩大。至此假说一得证。

此外，表2中*SBD*估计系数还表明，中小银行的发展缓解了民营中小企业的融资约束。Panel-A列（1）至列（3）中*SBD*对企业债务融资溢价的估计系数在1%的水平上为正，列（4）至列（6）中对企业负债水平的估计系数同样显著为正，意味着中小银行的发展同时增加了民营中小企业的融资成本和负债水平。现有文献指出，对于民营企业来说，解决“融资难”问题比“融资贵”问题更加迫切（易纲，2018^[44]）。中小银行的发展，增加了民营中小企业融资的可得性与可及性，缓解了“融资难”的问题；同时为覆盖不良贷款带来的高风险，中小金融机构需在贷款利率中增加风险补偿，（刘畅等，2017^[46]），导致企业可观测的债务融资溢价上升。本文实证结果

① 2021年8月18日央行、发展改革委、财政部、银保监会、证监会、外汇局联合发布的《关于推动公司信用类债券市场改革开放高质量发展的指导意见》中强调要厘清地方政府与国有企业的信用边界。

佐证了上述理论观点，中小银行基于贷款利率中更高的风险补偿，实质上缓解了民营中小企业在经营中关系存亡的“融资难”问题。

同时，本文还观察到中小银行的发展增加了国有大企业的融资成本，降低了企业的负债水平。本文给出以下可能解释：在我国长期的信贷约束与资源错配下，国有企业凭借自身贷款优势，实际扮演了金融中

介的角色，在大银行主导的金融市场中是影子银行活动的主要参与方（王永钦等，2015^[53]）。而本文样本期间内，中小银行业务越来越多地参与表外活动（陈诗一等，2018^[54]），是相关业务创新的主力军（王喆等，2017^[55]），对国有企业的影子银行功能形成替代效应，使得大型国企的融资成本上升且负债水平下降。

表 2 企业融资约束联立方程回归结果

	债务融资溢价			负债水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
民营小企业 (Panel A)						
<i>debt1</i>	0.795*** (0.205)	0.642*** (0.228)	0.647** (0.254)	0.929*** (0.247)	0.776*** (0.251)	0.381 (0.252)
<i>SBD</i>		0.527***	0.561*** (0.179)		0.417** (0.191)	0.346* (0.203)
<i>W1_capf</i>			-0.544** (0.253)			-0.176 (0.296)
<i>W2_capf</i>			-0.430** (0.193)			0.197 (0.190)
<i>R</i> ²	0.517	0.522	0.542	0.624	0.627	0.645
<i>N</i>	2 137	2 124	1 994	2 104	2 089	1 961
民营大企业 (Panel B)						
<i>debt1</i>	-0.182** (0.077)	-0.141* (0.077)	-0.083 (0.087)	0.163 (0.189)	0.065 (0.196)	-0.012 (0.206)
<i>SBD</i>		-0.090 (0.065)	-0.054 (0.064)		0.287* (0.163)	0.299* (0.172)
<i>W1_capf</i>			0.041 (0.086)			-0.077 (0.217)
<i>W2_capf</i>			-0.033 (0.066)			-0.193 (0.187)
<i>R</i> ²	0.679	0.678	0.687	0.684	0.678	0.696
<i>N</i>	2 176	2 156	2 018	2 163	2 143	2 005
国有小企业 (Panel C)						
<i>debt1</i>	0.164 (0.195)	0.062 (0.206)	-0.091 (0.228)	0.857* (0.444)	0.997** (0.456)	1.048** (0.499)
<i>SBD</i>		0.348** (0.140)	0.424*** (0.145)		-0.377 (0.305)	-0.021 (0.317)
<i>W1_capf</i>			-0.015 (0.258)			0.146 (0.449)
<i>W2_capf</i>			-0.182 (0.174)			-0.349 (0.352)
<i>R</i> ²	0.531	0.534	0.547	0.529	0.531	0.541
<i>N</i>	2 014	1 997	1 877	1 865	1 850	1 734
国有大企业 (Panel D)						
<i>debt1</i>	-0.305** (0.146)	-0.452*** (0.167)	-0.370** (0.175)	0.141 (0.839)	0.873 (1.150)	-0.023 (1.227)
<i>SBD</i>		0.395** (0.163)	0.465*** (0.171)		-2.272* (1.270)	-2.594* (1.378)
<i>W1_capf</i>			0.112 (0.214)			0.915 (0.982)

续前表

	债务融资溢价			负债水平		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>W2_capf</i>			-0.055 (0.133)			-1.029 (0.834)
R^2	0.462	0.466	0.493	0.460	0.461	0.471
N	2 002	1 982	1 851	2 002	1 982	1 851
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control	No	No	Yes	No	No	Yes

注：表中均略去控制变量、个体和时间固定效应的结果；括号中是城市层面的聚类稳健标准误，*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

(二) 地方政府隐性债务扩张影响企业融资约束的渠道异质性分析

在基准回归基础上，本文将关键解释变量替换为标准债务余额 (*debt2*)，以验证假说二中不同融资渠道的差异性影响。表3的列(3)、列(4)表明，在添加控制变量后，地方政府标准债务的估计系数对民营企业债务融资溢价和负债水平的影响均不显著；列(5)、列(6)表明，无论是否添加控制变量，当两种类型的债务同时加入回归方程时，标准债务的系数均不再显著，而非标准债务的系数显著性与基准回归结果相同。这表明，基于融资渠道的差异，标准债务（如城投债）对民营企业债务融资溢价的影响不同于非标准债务：当标准债务存量增加时，本文无法从实证中观察到民营企业融资约束加剧，由此假说二得证。这一结果意味着真正抬高民营企业债务融资溢价、加剧融资约束的是以银行信贷为主的更具有隐性债务特征的地方政府非标准债务，而非城投债等所谓的标准债务。政府债务的融资方式与渠道决定了其对实体经济的影响，尤其是在企业投融资等方面。有关监管部门指出，当前仍存在银行违规将资金流向地方政府债务的现象^①，因此在考虑地方政府隐性债务风险的问题时，不仅要关注债务的总体存量，更要同时关注债务的融资方式与渠道的差别。

(三) 金融分割弱化的抑制作用分析

表4在基准回归的基础上添加交互项，以验证本文假说三与假说四。表2中可知，地方隐性债务显著影响民营企业债务融资溢价而非负债水平，因此表4中只对债务融资溢价进行交互项处理。表4列

(1)至列(4)中*SBD*与*debt1*的交互项估计系数显著为负，表明地区中小银行的发展可以抑制地方政府隐性债务增加对民营企业债务融资溢价的负面影响；列(5)至列(6)表明，该交互效应对于国有大企业则相反。银行结构的边际效应图^②进一步表明，在中小银行分布（中心化）的主要区间内，中小银行的发展在统计上显著地减弱了地方政府隐性债务对民营企业债务融资溢价的影响。以上结果可知，中小银行的发展弱化了地区内的金融“结构分割”，抑制了地方隐性债务扩张对实体经济中民营企业融资约束的影响，由此本文假说三得证。

表4内空间滞后变量及其交互项的回归结果验证了本文假说四。首先从表2与表4中空间滞后变量的估计系数可知，当其他条件一定时，无论是省内或省外相邻市金融资源 (*Wi_capf*) 的增加，均在不影响企业负债水平的前提下，显著降低了本地民营中小企业的债务融资溢价；但对于其他规模和所有制企业，上述效应并不显著。正如已有文献表明，信贷资源的跨区域流动使得难以在本地满足信贷需求的民营企业成为主要的潜在客户，激烈的卖方竞争更助于降低民营中小企业的融资成本，使其融资约束得到缓解 (Beck等, 2004^[40]; Canales和Nanda, 2012^[41])，这一观点与本文实证观察相一致。

然而，表4中交互项 *debt1* × *W1_capf* 的估计系数显著为负，而 *debt1* × *W2_capf* 的估计系数却不显著，在逐步加入交互项后该结果依然稳健。这表明，同省

① 2021年11月中国银保监会关于持续深入做好银行机构“内控合规管理建设年”有关工作的通知指出，仍有银行落实重大决策部署不力，违规新增地方政府隐性债务。

② 由于篇幅所限，边际效应图未在文中列出，感兴趣的读者可向作者索要。

内相邻市 (W1) 的金融资源增加, 可以显著降低地方政府隐性债务增长对民营小企业债务融资溢价的负向影响, 但非同省相邻市 (W2) 的金融资源增加却并未产生这一效应。边际效应图^①中也可以观察到, 随着样本区间内同省相邻市的金融资源增加, 地方隐性债务对民营中小企业债务融资溢价的影响在统计上显著降低。以上结果表明, 在控制地理距离、区域相邻以及一系列经济因素后, 我们仍可以实证观察到存

在以省为界的金融“地理分割”特征, 导致金融资源无法跨省为被地方政府债务抬高融资约束的民营中小企业提供一定的“纾困”, 进一步加剧了民营小企业的融资困境。换句话说, 如果减弱甚至消除金融资源的省界流动障碍, 跨省自由流动的金融资源同样可以大大降低上述负面效应, 逐利的金融资源依托市场力量实现配置, 缓解在地方政府隐性债务扩张下民营中小企业面临的融资问题。至此本文假说四得证。

表 3 地方隐性债务融资渠道差异对民营小企业融资约束的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
债务融资溢价 (A)						
<i>debt1</i>	0.795*** (0.205)	0.647** (0.254)			0.846*** (0.278)	0.859*** (0.320)
<i>debt2</i>			1.962** (0.793)	0.902 (0.886)	-0.266 (1.074)	-1.172 (1.139)
<i>R</i> ²	0.517	0.542	0.514	0.540	0.517	0.543
<i>N</i>	2137	1994	2133	1994	2133	1994
负债水平 (B)						
<i>debt1</i>	0.929*** (0.247)	0.381 (0.252)			0.823** (0.392)	0.264 (0.389)
<i>debt2</i>			2.707*** (0.920)	1.303 (1.006)	0.534 (1.470)	0.663 (1.537)
<i>R</i> ²	0.624	0.645	0.622	0.645	0.623	0.645
<i>N</i>	2104	1961	2100	1961	2100	1961
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
City	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Control	No	No	No	Yes	Yes	Yes

注: 限于篇幅, 本表未提供空间滞后变量的回归结果。其余注释同前表。

表 4 债务融资溢价与交互项回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	民营小企业			国有大企业		
<i>debt1</i>	0.728*** (0.268)	0.676*** (0.255)	0.652** (0.256)	0.740*** (0.265)	-0.361** (0.175)	-0.392** (0.179)
<i>SBD</i>	0.589*** (0.181)	0.567*** (0.179)	0.560*** (0.179)	0.592*** (0.180)	0.434** (0.173)	0.421** (0.174)
<i>W1_capf</i>	-0.548** (0.252)	-0.541** (0.252)	-0.542** (0.253)	-0.546** (0.251)	0.130 (0.212)	0.132 (0.212)
<i>W2_capf</i>	-0.430** (0.193)	-0.420** (0.194)	-0.427** (0.194)	-0.425** (0.194)	-0.054 (0.135)	-0.053 (0.135)
<i>debt1</i> × <i>SBD</i>	-0.024** (0.010)			-0.022** (0.009)		0.010* (0.005)
<i>debt1</i> × <i>W1_capf</i>		-0.060** (0.027)		-0.048* (0.026)		

① 由于篇幅所限, 边际效应图未在文中列出, 感兴趣的读者可向作者索要。

续前表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	民营企业			国有大企业		
<i>debt1</i> × <i>W2_capf</i>			-0.008 (0.013)	0.008 (0.014)		
<i>cons</i>	0.468 (1.391)	0.596 (1.391)	0.578 (1.387)	0.494 (1.396)	0.092 (0.770)	0.145 (0.769)
<i>R</i> ²	0.543	0.543	0.542	0.544	0.492	0.493
<i>N</i>	1 994	1 994	1 994	1 994	1 851	1 851
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>City</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：表中均略去控制变量、个体和时间固定效应的结果；若交互项中所含变量系数不显著，本文将不对其进行交互处理。其余注释同前表。

(四) 稳健性分析

本部分通过一系列的稳健性分析来排除模型设定、变量定义以及样本范围等多方面的因素对回归结果的干扰。分析表明，前文所述效应依然成立，结果稳健可信。

1. 更换空间权重矩阵。由于空间矩阵需要人为设定，相对其他变量更易受主观因素影响，有必要使用不同空间权重矩阵来进行稳健性检验。金融资本要素不同于市场一般要素，其对运输的依赖性相对更低，在区域间的流动相对不易受距离因素影响。因此相较于基准回归，本文还尝试不包含距离因素的相邻空间权重矩阵，结果表明，除部分系数显著性略有变动外，本文结论并未因更换空间权重而发生改变，结果稳健。

2. 添加地方政府隐性债务空间滞后项。考虑地方隐性债务的影响可能存在空间溢出性，本文使用与变量 *Wi_capf* 相同的构建方式，在基准回归基础上对空间效应进行控制。结果表明，无论是否处于同一省份，相邻市地方政府隐性债务均不会影响本市民营小企业融资约束。这说明地方隐性债务主要依赖于本地金融市场进行融资，非公开发行债务主要由本地金融机构提供，难以实现跨区域流动（余海跃和康书隆，2020^[7]），因此并不存在空间溢出的影响。本文结论并未发生变动，基准回归结果稳健。

3. 改变聚类方式。省级的统筹规划可能对地市级融资平台公司的发债方式和规模有影响（曹倩等，2019^[16]）。本文将聚类到省级的稳健标准误来重复基准回归，部分系数显著性略有降低，但回归结果依然稳健，表明残差聚类方式对前文结论没有影响。

4. 变换样本。（1）删除西藏的数据。因西藏经

济和政治的特殊性，现有研究中经常将西藏数据剔除。本文尝试剔除，结果稳健。（2）剔除直辖市和副省级城市的样本。本文样本范围为地级市，包括普通地级市、直辖市和副省级城市。地方政府隐性债务扩张对地区融资约束的影响，可能会因城市层级不同而有所差异。因此，本文剔除副省级城市与直辖市数据，重复基准回归结果，除个别系数显著性略有下降外，结果依然稳健。

5. 将债务融资溢价中解释变量滞后一期。借鉴汪金祥等（2020）^[5]的研究，本文将企业债务融资溢价回归中的被解释变量、空间滞后变量和控制变量同时滞后一期。一方面，银行机构以及潜在信贷供给方，通常对企业债务定价的决策更依赖于前一期信息，另一方面也有利于缓解反向因果问题（汪金祥等，2020^[5]）。重复基准回归后，结果表明，地方政府隐性债务与银行结构的系数大小发生变化，但并不影响本文基准检验假说的成立。金融资本有逐利性强，流动成本相对低的特点，主要产生当期影响；而区域间壁垒可能会滞后资本流动，存在跨期效应。将空间变量滞后一期后，同省相邻市对民营中小企业债务融资的影响不再显著，而不同省相邻市依然存在与当期相似影响，符合预期。可证结果依然稳健。

五、结论

不可否认，在我国的经济发展中，地方政府隐性债务发挥了一定积极的融资作用，但是无序扩张的地方政府隐性债务同时也将风险带入了实体经济之中。中国正处在经济发展的转型期，地方政府债务在经济发展中扮演着重要角色，如何管理政府债务是现代财税体制的重要内容之一。地方政府债务既应当发挥融

资的积极作用,又应当坚决防范化解风险,增强财政可持续性。而在不完善的信贷市场下,过度扩张的地方隐性债务进一步扭曲了信贷资源的配置,既增加了风险,也不利于地方财政的可持续性。本文通过理论与实证检验表明,地方隐性债务增加了为我国经济增长做出不可磨灭贡献的民营中小企业的融资负担,但这一风险并非单纯来自规模的扩张,还与我国现有的信贷市场以及金融结构自身特征息息相关。在我国信贷市场金融“结构分割”与“地理分割”特征的影响下,当地方政府隐性债务与民营中小企业存在融资渠道同质性时,前者的快速膨胀加剧了后者的融资约束。而中小银行的发展与省间金融“地理分割”的弱化,均可以反向抑制这一负面效应。

本文为深入认识与化解地方政府隐性债务风险问题提供了以下启示:其一,民营中小企业融资约束随着地方隐性债务扩张而增加,形成了债务风险传导至实体经济的一种重要渠道,受信贷市场的金融机构、地方政府、地方企业三方相互耦合作用。对于隐性债务风险问题,各界主要聚焦于如何控制地方政府债务规模,而容易忽视存在金融分割的信贷市场是传导隐性债务风险的重要机制,其中长期处于劣势的民营中小企业最易受到负面影响。考虑地方隐性债务风险向实体经济传导的问题,需要同时基于地方政府、金融

市场与地方企业三个角度。其二,在化解隐性债务风险中,相对债务的总体存量,也应当关注债务的融资方式与渠道问题。2015年之后,国家对于地方债务治理加强,通过发行地方政府债券对融资平台债务进行置换。从防范隐性债务风险角度来看,应当坚持疏堵结合,即“关后门”的同时合理与有效地“开前门”,使更加透明化、更易监管的地方债务来发挥自身的积极作用,又可避免将其风险导入实体经济中。其三,同时推动弱化金融结构分割与弱化金融地理分割。现有研究较多关注于金融结构分割与作为应对方案的中小银行发展,本文也发现,中小银行的发展增加了中小民营企业融资可得性,更有利于抑制地方政府债务扩张对民营中小企业融资成本的负面影响。但问题是,中小金融机构的资产总规模已逐年高速攀升,其未来的边际增速必然呈递减趋势。仅仅寄托于中小金融机构的规模增长来解决上述问题,既不符合经济学规律也不契合我国实际国情。因此,将鼓励中小金融机构发展与弱化区域间的金融壁垒、减少我国信贷市场的省界“地理分割”相结合,让总量一定的金融资源更好地流动起来,充分发挥市场自身的资源配置作用,既可增强经济体系自身对隐性债务风险的抵御和化解能力,又缓解了民营中小企业“融资难”与“融资贵”的问题。

参考文献

- [1] 郭敏,段艺璇,黄亦炫. 国企政策功能与我国地方政府隐性债:形成机制、度量与经济影响 [J]. 管理世界, 2020 (12): 36-54.
- [2] 范小云,方才,何青. 谁在推高企业债务融资成本——兼对政府融资的“资产组合效应”的检验 [J]. 财贸经济, 2017 (1): 51-65.
- [3] 胡玉梅,范剑勇. 地方政府债务对企业融资的影响:基于“基建挤入效应”和“信贷挤出效应”的视角 [J]. 江海学刊, 2019 (5): 86-92.
- [4] 刘穷志,白云. 政府债务增加降低了企业杠杆吗? [J]. 财政研究, 2020 (3): 71-84.
- [5] 汪金祥,吴世农,吴育辉. 地方政府债务对企业负债的影响——基于地市级的经验分析 [J]. 财经研究, 2020 (1): 111-125.
- [6] 田国强,赵旭霞. 金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角 [J]. 经济研究, 2019 (8): 4-20.
- [7] 余海跃,康书隆. 地方政府债务扩张、企业融资成本与投资挤出效应 [J]. 世界经济, 2020 (7): 49-72.
- [8] Huang Y, Pagano M, Panizza U. Local Crowding-Out in China [J]. Journal of Finance, 2020 (6): 2855-2898.
- [9] 刘畅,曹光宇,马光荣. 地方政府融资平台挤出了中小企业贷款吗? [J]. 经济研究, 2020 (3): 50-64.
- [10] 王永钦,陈映辉,杜巨澜. 软预算约束与中国地方政府债务违约风险:来自金融市场的证据 [J]. 经济研究, 2016 (11): 96-109.
- [11] 龚强,王俊,贾坤. 财政分权视角下的地方政府债务研究:一个综述 [J]. 经济研究, 2011 (7): 144-156.
- [12] 曹信邦,裴育,欧阳华生. 经济发达地区基层地方政府债务问题实证分析 [J]. 财贸经济, 2005 (10): 46-50.
- [13] 洪正,胡勇锋. 中国式金融分权 [J]. 经济学(季刊), 2017 (2): 545-576.
- [14] 陈宝东,邓晓兰. 财政分权、金融分权与地方政府债务增长 [J]. 财政研究, 2017 (5): 38-53.
- [15] 张莉,年永威,刘京军. 土地市场波动与地方债——以城投债为例 [J]. 经济学(季刊), 2018 (3): 1103-1126.
- [16] 曹婧,毛捷,薛熠. 城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析 [J]. 财贸经济, 2019 (5): 5-22.
- [17] 马文涛,马草原. 政府担保的介入、稳增长的约束与地方政府债务的膨胀陷阱 [J]. 经济研究, 2018 (5): 72-87.
- [18] 徐军伟,毛捷,管星华. 地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角 [J]. 管理世界, 2020 (9): 37-59.
- [19] 蔡书凯,倪鹏飞. 地方政府债务融资成本:现状与对策 [J]. 中央财经大学学报, 2014 (11): 10-15.

- [20] Brandt L, Li H. Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information, or Incentives? [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003 (3): 387-413.
- [21] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长 [J]. *中国社会科学*, 2004 (1): 42-55.
- [22] 林毅夫, 李志赞. 政策性负担、道德风险与预算软约束 [J]. *经济研究*, 2004 (2): 17-27.
- [23] 白俊, 连立帅. 信贷资金配置差异: 所有制歧视抑或禀赋差异? [J]. *管理世界*, 2012 (6): 30-42.
- [24] 张霖琳, 刘峰, 蔡贵龙. 监管独立性、市场化进程与国企高管晋升机制的执行效果——基于2003—2012年国企高管职位变更的数据 [J]. *管理世界*, 2015 (10): 117-131.
- [25] 郭敏, 段艺璇, 黄亦炫. 国企政策功能与我国地方政府隐性债: 形成机制、度量与经济影响 [J]. *管理世界*, 2020 (12): 36-54.
- [26] Dollar D, Wei S J. Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China [Z]. NBER Working Papers, 2007, No. 13103.
- [27] Boyreau-Debray G, Wei S J. Pitfalls of a State-dominated Financial System: The Case of China [Z]. NBER Working Paper, 2005, No. 11214.
- [28] Chen K, Gao H, Higgins P, et al. Monetary Stimulus Amidst the Infrastructure Investment Spree: Evidence from China's Loan-Level Data [J]. National Bureau of Economic Research, 2020.
- [29] 蔡晓慧, 茹玉璐. 地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗? ——基于中国制造业企业数据的经验研究 [J]. *管理世界*, 2016 (11): 32-52.
- [30] 刘小玄, 周晓艳. 金融资源与实体经济之间配置关系的检验——兼论经济结构失衡的原因 [J]. *金融研究*, 2011 (2): 57-70.
- [31] 姚耀军, 董钢锋. 中小企业融资约束缓解: 金融发展水平重要抑或金融结构重要? ——来自中小企业板上市公司的经验证据 [J]. *金融研究*, 2015 (4): 148-161.
- [32] 王京滨, 李博. 银行业务地理集中是否降低了金融风险? ——基于中国城市商业银行微观数据的研究 [J]. *管理世界*, 2021 (5): 12.
- [33] 俞颖, 苏慧琨, 李勇. 区域金融差异演进路径与机理 [J]. *中国工业经济*, 2017 (4): 74-93.
- [34] 张虎, 周迪. 城市群金融等别视角下的长三角金融资源流动研究——以城市商业银行异地扩张为例 [J]. *地理研究*, 2016 (9): 1740-1752.
- [35] 林毅夫, 李永军. 中小金融机构发展与中小企业融资 [J]. *经济研究*, 2001 (1): 10-18.
- [36] Stiglitz J E, Weiss A. Credit Rationing in Markets with Imperfect Information [J]. *The American Economic Review*, 1981, 71 (3): 393-410.
- [37] Banarjee A V, Besley T, Guinnane T W. The Neighbor's Keeper: The Design of a Credit Cooperative with Theory and a Test [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1994 (2): 491-515.
- [38] Berger A N, Udell G F. Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organisational Structure [J]. *Economic Journal*, 2002, 477: 32-53.
- [39] Kopecky K J, Vanhoose D. Capital Regulation, Heterogeneous Monitoring Costs, and Aggregate Loan Quality [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30 (8): 2235-2255.
- [40] Beck T, Demirguc-Kunt A, Maksimovic V. Bank Competition and Access to Finance: International Evidence [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2004, 36 (3): 627-648.
- [41] Canales R, Nanda R. A Darker Side to Decentralized Banks: Market Power and Credit Rationing in SME Lending [J]. *Journal of Financial Economics*, 2012 (2): 353-366.
- [42] 张杰, 张培丽, 黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗? [J]. *经济研究*, 2010 (8): 29-41.
- [43] 蔡晓慧. 融资约束的度量及其检验——基于债务融资溢价视角 [J]. *浙江社会科学*, 2013 (6): 20-30.
- [44] 易纲. 从债券信贷股权3渠道发力解决民企融资难融资贵 [J]. *商讯*, 2018, (4): 45-46.
- [45] 傅勇, 邱兆祥, 王修华. 我国中小银行经营绩效及其影响因素研究 [J]. *国际金融研究*, 2011 (12): 80-87.
- [46] 刘畅, 刘冲, 马光荣. 中小金融机构与中小企业贷款 [J]. *经济研究*, 2017 (8): 65-77.
- [47] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验 [J]. *经济研究*, 2017 (8): 33-48.
- [48] 毛文峰, 陆军. 土地资源错配、城市蔓延与地方政府债务——基于新口径城投债数据的经验证据 [J]. *经济学家*, 2020 (4): 80-88.
- [49] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. *世界经济*, 2012 (5): 142-158.
- [50] Cong L W, Gao H, Ponticelli J, et al. Credit Allocation under Economic Stimulus: Evidence from China [J]. *American Historical Review*, 2019 (2): 3412-3460.
- [51] 陈林. 中国工业企业数据库的使用问题再探 [J]. *经济评论*, 2018 (6): 140-153.
- [52] 毛捷, 徐军伟. 中国地方政府债务问题研究的现实基础——制度变迁、统计方法与重要事实 [J]. *财政研究*, 2019 (1): 3-23.
- [53] 王永钦, 刘紫寒, 李嫦, 杜巨澜. 识别中国非金融企业的影子银行活动——来自合并资产负债表的证据 [J]. *管理世界*, 2015 (12): 24-40.
- [54] 陈诗一, 汪莉, 杨立. 影子银行活动对银行效率的影响——来自中国商业银行的证据 [J]. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*, 2018 (2): 103-118.
- [55] 王喆, 张明, 刘士达. 从“通道”到“同业”——中国影子银行体系的演进历程、潜在风险与发展方向 [J]. *国际经济评论*, 2017: 128-148.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

财政分权影响地方财政韧性的理论意蕴与现实考察

Theoretical Implication and Practical Investigation of the Influence of Fiscal Decentralization on Local Financial Resilience

杨 林 郑 尧

YANG Lin ZHENG Yao

[摘要] 财政韧性是当前我国实现高质量发展的重要根基与有力保障。笔者基于财政分权影响财政韧性的逻辑机理,运用2005—2020年省级层面面板数据,评估地方财政韧性,并构建动态面板模型和面板VAR模型实证检验财政分权影响地方财政韧性的现实逻辑。结果显示:(1)地方财政韧性水平呈先升后降的倒“U”趋势,区域间存在异质性,呈“东高西低”空间分布特征。(2)短期来看,财政收入分权对地方财政韧性具有促进作用,财政支出分权对地方财政韧性具有抑制作用;长期来看,地方财政韧性水平的提升具有惯性,地方财政韧性对财政收入分权和财政支出分权脉冲的响应均为正,但不具有持续性。鉴于此,建立推动高质量发展转移支付制度,提升地方财政应对外在冲击的能力;深化税收制度改革,提升地方财政恢复能力;继续推进财政事权与支出责任划分改革,提升地方财政成长能力;规范落实全面预算绩效管理改革,提高地方财政治理能力。

[关键词] 地方财政韧性 财政分权 高质量发展 政府治理能力

[中图分类号] F812.7 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549(2022)05-0017-12

Abstract: Financial resilience is an important foundation and powerful guarantee for China to achieve high-quality development at present. Based on the logical mechanism of fiscal decentralization affecting fiscal resilience, we use provincial panel data from 2005 to 2020 to evaluate local fiscal resilience, and constructs dynamic panel model and panel VAR model to empirically test the realistic logic of fiscal decentralization affecting local fiscal resilience. The results show that: (1) The level of local financial resilience shows an inverted “U” trend of first rising and then falling, heterogeneity among regions, showing the spatial distribution characteristics of “high in the east and low in the west”. (2) In the short term, fiscal revenue decentralization can promote local financial resilience, while fiscal expenditure decentralization can restrain local financial resilience; in the long run, the improvement of local financial resilience is inertia, and the impulse response of local financial resilience to fiscal revenue decentralization and fiscal expenditure decentralization is positive, but it is not sustainable. In view of this, establish a transfer payment system to promote high-quality development and enhance the ability of local finance to cope with external shocks; deepen the reform of tax system and enhance the local financial recovery ability; continue to promote the reform of the division of financial affairs and expenditure responsibilities and enhance the local financial growth capacity; standardize the implementation of the reform of comprehensive budget performance management and improve the local financial governance capacity.

Key words: Local financial resilience Fiscal decentralization High-quality development Government governance capacity

[收稿日期] 2021-12-01

[作者简介] 杨林,女,1969年11月生,山东大学商学院教授,博士生导师,研究方向为现代财税理论与政策;郑尧,男,1996年5月生,山东大学商学院硕士研究生,研究方向为财税理论与政策。本文通讯作者为杨林,联系方式为 yanglin2128@126.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“中国社会科学研究国际化及其影响力研究”(项目编号:20AZD115)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言与文献综述

党的十九大提出我国经济已转向高质量发展阶段。高质量发展是我国经济社会发展历史、实践和理论的必然趋势（刘鹤，2021^[1]），而财政是国家治理中的基础和重要支柱，契合高质量发展内涵要求的财政不仅要根据经济社会发展宏观形势相机抉择，在优化资源配置、协调区域发展、深化供给侧结构性改革、稳定宏观经济、构建现代经济体系中承担重要职责，而且在对高质量发展发挥“固本培元”功能的同时促进自身的成长，即保持良好的发展韧性。

1994年分税制改革奠定了我国有中国特色财政分权制度的基础，赋予了地方政府一定自主权，调动了地方发展经济、促进区域善治的积极性。随着经济发展水平不断提升，地方财政应对突发事件、改善民生、营造较好经济发展环境的能力也随之增强，但由于各级政府事权划分的不清晰以及事权与财权不匹配，地方财政压力也较大，一定程度上削弱了地方财政的宏观调控能力与努力。当前，面对国际环境不确定因素增多、国内经济运行因疫情、能源和环境方面的压力，财政收入增幅持续下降，地方财政收支矛盾日渐突出，如何保证地方财政运行的高效性与可持续性，即表现出较好的发展韧性，越来越成为地方政府统筹推进稳增长、促改革、调结构、惠民生、防风险、保稳定的重要保障与有力抓手。

“韧性”一词源于拉丁语“resilire”，大多认为韧性是系统面对外来冲击或干扰，恢复到干扰前状态并适应新环境不断调整发展的速度或能力（Holling, 1973^[2]；Holling, 1996^[3]；Masten等, 1990^[4]；Martin等, 2015^[5]）。Fujita和Thisse（2002）^[6]最先把韧性范畴运用到经济学领域，形成“经济韧性”一词。经济韧性走入了经济学研究的范畴，在区域经济学、宏观经济学等领域得到较好的应用与细化研究。目前尚无学者将韧性范畴引入到财政学领域，大多研究集中在财政的可持续性方面。马拴友（2001）^[7]测度了公共部门的赤字空间，认为积极的财政政策因缺乏财力支持而不可持续。汪利娜（2009）^[8]指出土地财政具有诸多弊端，是不稳定和不可持续的。丁鑫和荆新（2015）^[9]建议在政府会计中引入三元系统以全面反映我国财政的可持续能力。金成晓和李梦嘉（2019）^[10]研究了金融周期对财政的可持续性的影响，指出需要建立跨年度预算和中期规划以保证我国财政

的可持续性。闫坤和鲍曙光（2020）^[11]指出总体上我国财政资源较为充足，但仍存在地方隐性债务风险和财政支出效率不高的问题。邓晓兰等（2021）^[12]研究发现“营改增”显著提升了地方财政的可持续性。因此，相关研究成果或者从财政收入能否满足财政支出需要的角度研究财政的可持续性，即拘泥于财政范畴进行的是财政收支“量”的对比的研究，或者研究哪些因素影响财政可持续性，尚未从国家治理基础与重要支柱这个层面审视财政应具有的宏观调控功能与责任担当。

财政分权对财政可持续性的影响形成了两种截然不同的观点。一种观点认为财政分权促进了财政可持续性，如李建军和王鑫（2018）^[13]基于我国地方财政呈现的弱可持续性，指出税收分权有助于增强地方财政可持续性；刘富华和吴近平（2020）^[14]发现长期来看减税降费促进了地方财政可持续性，且对财政分权程度高的地区影响更大；祁毓等（2021）^[15]主张财政分权控制了公债规模，从而保证了财政可持续性。另一种观点则认为财政分权抑制了其可持续性，如傅勇和张晏（2007）^[16]指出财政分权扭曲了地方财政支出的结构偏向，从而对财政可持续产生负向影响；陈菁和李建发（2015）^[17]认为财政分权促进了地方债务融资规模，加剧了地方财政风险；杜彤伟等（2019）^[18]结合地方政府存在“财政疲劳”现象，分析了分税制不利于地方财政韧性的表现；孙琳等（2021）^[19]指出财政分权程度与政府债务风险正相关，影响财政可持续性。

综上所述，已有研究成果呈现以下特征：一是相关研究成果聚焦于哪些因素影响财政可持续性以及如何矫正，尚未根据新发展理念、新发展格局、高质量发展对财政职能的新要求将财政的可持续性演进为“财政韧性”，这可能影响对实践中财政效能的准确评价。财政作为国家治理基础和重要支柱，应心怀“国之大事”，面对国际国内宏观环境，财政如何权衡当前发展与未来目标关系并实现“行稳致远”，财政如何贯彻新发展理念，如何助力新发展格局构建，如何推动经济社会高质量发展，这显然是“财政可持续性”内涵所囊括不了的，必须上升为“财政韧性”，体现“财政”在应对新冠疫情等外在冲击时熨平经济的短期波动并托举经济社会稳健发展的能力、在营造稳定可预期宏观环境过程中通过深化改革实现自我恢复的能力、在自我成长过程中推进国家治理体

系和治理能力现代化的能力。二是相关研究大多考察财政“分权”对财政可持续性的影响，没有结合新的历史机遇下中国财政改革的深层逻辑系统分析财政作为“国家治理基础”即财政走向“治权”背景下（刘尚希，2018^[20]），其应具有“韧性”特征。鉴于此，本文尝试厘清财政分权影响地方财政韧性的理论逻辑，并构建评价财政韧性的指标体系，基于2005—2020年省级层面的面板数据，测度地方财政韧性水平，并检验财政分权对地方财政韧性的影响。本文期待的边际贡献是：（1）将韧性范畴延伸到财政学领域，以期抛砖引玉，丰富财政韧性的相关研究。（2）在国家治理框架下考察财政分权和地方财政韧性之间的关系，发现财政分权制度演化对地方财政韧性水平影响的短期和长期效应。

二、逻辑机理与研究假设

（一）财政韧性的内涵把握与评价指标选取

基于对经济韧性范畴的理解，结合财政的运行特征与内在职能，本文从演化视角把握财政韧性的内涵。演化视角下的财政韧性应是动态变化的，不仅包括系统受到冲击后的应对、恢复过程，更强调在后冲击时代不断实现更高层次的发展。由于社会经济系统是不断演化发展的（李连刚等，2019^[21]），所以依据演化视角界定财政韧性内涵更符合经济发展规律。同时，我国改革发展已经进入以国家治理体系和治理能力现代化为目标定位的新发展阶段，财政被赋予“国家治理基础与重要支柱”的角色定位，这样以往作为经济范畴的财政上升到国家治理层面，这需要财政由原来的“可持续发展”拓展到“韧性发展”，以匹配现代国家治理所需要的财政职能应具有的属性特征和时代意蕴，而这是一个动态发展过程，需要财政“相机抉择”并通过“以政管财、以财行政”发挥国家治理基础和重要支柱作用。因此，演化视阈下，财政韧性是指在一定的财政体制下，财政在应对并适应外在冲击、在稳定经济促进高质量发展过程中实现更高层次支撑国家治理的能力。

基于研究需要，本文从财政应对外部冲击的能力、财政恢复能力、财政成长能力、财政治理能力四个维度判断财政韧性。

1. 财政应对能力。

财政应对能力是指突发事件下财政立足于维护国家安全、社会稳定需要，充分发挥“以财辅政”职

能，稳定需求，保障民生，化解风险，托举经济社会稳健发展的能力，即考察财政的“稳定器”功能。财政韧性越强，则外在冲击对政府治理的消极影响越小，为国家长治久安提供的稳定作用越强。

面对外在冲击，为促进经济恢复向好或者有效应对自然灾害、新冠疫情等突发事件，地方财政不仅要增加相应的财政支出，也要平衡好促增长和防风险的关系，因此，选取财政支出增长情况、财政赤字率、财政自给力来判断地方财政应对外在冲击的能力。财政支出增长情况可以反映短期内地方财政迅速应对外在冲击的能力；财政赤字率反映财政支出增加后地方财政现有的债务是否会演化为潜在风险情况；财政自给力反映地方财政的实力，财政自给力水平越高，地方政府凭借自有财力进行宏观调控实现稳定的能力就越强。

2. 财政恢复能力。

财政恢复能力是指受到冲击后，作为改革“先锋”的财政在为各项改革铺路搭桥过程中，通过深化改革“以政理财”恢复到以前支撑治国理政的能力，即考察财政“逆周期调节”能力。财政韧性越强，则财政收入表现出规模持续稳健增长、结构不断优化特征。因此，从财政收入规模和结构判断地方财政恢复能力；用人均一般公共预算收入增长率反映地方财政收入规模增长情况，用税收收入与非税收入比重反映地方财政收入结构的质量。地方财政汲取收入的能力越强以及收入来源结构越合理，则地方政府治理所需的财政资源越能得到较快补充，财政平稳经济运行和高质量发展的关键作用越显著。

3. 财政成长能力。

财政成长能力指后外在冲击时代，财政通过收支分配制度改革、预算安排等，促进资源合理配置，保障公平正义，防范化解各种风险，在促进国家长治久安过程中实现自我成长，即考察财政“以财行政”能力。财政韧性越强，财政作为国家治理基础和重要支柱的能力越突出，有力推动高质量发展。

在量化指标选取方面，笔者认为收入端、支出端的指标仅能表示外在冲击下财政收入或支出的平稳运行程度，即财政可持续性，不能充分体现财政在应对外在冲击中恢复活力并表现出较好的成长性，因此，根据新发展阶段财政的“治权”特征需要，选取财政收入弹性、财政支出弹性、财政支出结构综合反映财政成长能力的整体性、稳健性、持续性。财政收入

弹性反映地方财政在国民收入分配中组织财政收入的合理性、规范性与长期性；财政支出弹性体现地方财政运用支出手段稳定经济增长的效果；财政支出结构反映一定时期政府治理、国家发展的方向与目标。本文用民生支出占财政支出比重，反映在外在冲击情况下政府保障民生的能力，优化财政支出结构有助于提高财政收入弹性、财政支出弹性。

4. 财政治理能力。

财政治理能力是财政成长能力的“果”，进一步考察财政是否真正成为“国家治理基础和重要支柱”。财政治理能力是指财政在一收一支过程中不仅为政府治理提供经济基础，而且助推政府履行职能、实现政府有效治理的能力。因此，财政治理能力可以从财政是否合理配置资源、是否实现收入或财富的公平分配、是否托举经济运行保持在合理区间、是否促

进国家长治久安方面进行考察。基于研究的需要，运用财政资金撬动社会资本投入能力考察财政资源配置能力；运用基尼系数考察财政的收入或财富公平分配能力；运用国有资产保值增值率考察财政能否托举经济运行保持在合理区间；运用财政支出效率考察财政促进国家长治久安能力。财政支出效率反映一定的财政资金投入下地方财政提供的公共物品和公共服务的数量和质量情况，财政支出效率高，表明地方财政不仅高效配置有限财政资源，缓解财政收支矛盾，而且加快新旧动能转换促进经济高质量发展，进一步涵养未来财源，为国家长治久安奠定坚实的物质基础和宏观承载。

依据财政韧性的量化逻辑构建地方财政韧性的综合评价指标体系，如表1所示。

表1 地方财政韧性评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明
地方财政韧性	应对能力	财政支出增长	人均财政支出增长率
		财政赤字	人均财政收支的差额
		财政自给力	一般公共预算收入/财政支出
	恢复能力	财政收入增长	人均一般公共预算收入增长率
		财政收入结构	税收收入/非税收入
	成长能力	财政收入弹性	人均财政收入增长率/人均GDP增长率
		财政支出弹性	人均财政支出增长率/人均GDP增长率
		财政支出结构	(医疗卫生+教育+科技+社会保障就业)支出/财政支出
	治理能力	财政资金撬动社会资本投入	(全社会固定资产投资-预算内资金投入)/预算内资金投入
		财政促进收入公平分配	基尼系数
		财政托举经济稳定发展	国有资产保值增值率
		财政促进国家长治久安	财政支出效率

注：基尼系数依据田为民（2012）^[22]的方法计算；财政支出效率参考陈诗一和张军（2008）^[23]，刘海兵等（2016）^[24]的研究计算得到。

（二）财政分权影响地方财政韧性的逻辑机理

中央与地方财政关系是国家治理的重要内容与关键枢纽，央地的财权与事权是否对称、事权和支出责任是否科学界定，即各级政府事权、支出责任和财力是否相适应也会影响财政支撑治国理政作用的发挥。因此，财政分权影响地方财政韧性。

1. 财政收入分权对地方财政韧性的影响。

财政收入分权本质上是地方政府对其辖区内所产生财政收入的分成比例（杨其静和高雄伟，2021^[25]），即形成“收入分成合约”。科学合理的财政收入分权激励地方政府谋求财政收入的持续增长，为财政韧性

作用的有效发挥奠定坚实的经济基础。首先，财政收入分权影响地方财政应对外在冲击的能力。“收入分成合约”一方面决定了地方财政获得财力的多寡，影响地方依法组织财政收入积极性，影响地方财力和财政自给能力；另一方面决定了中央可以从地方集中的财政收入比重，在科学合理的转移支付制度下，可以发挥均衡全国地方财力的作用，从而影响各级地方财政应对外在冲击的能力。其次，财政收入分权影响地方财政在遭受冲击后涵养未来财源积极性，即影响地方财政恢复能力。合理的“收入分成合约”激励地方政府不断完善辖区内的基础设施功能，提高公共

服务水平，尽可能营造较好的营商环境，助企纾困解难，促进经济发展，壮大财源；也激励地方政府充分运用财权较好实施减税降费和其他“放水养鱼”政策，减轻企业负担，不断激发市场主体活力，挖掘财政增收潜力，使地方财政收入实现恢复性增长。第三，财政收入分权影响地方财政成长能力。科学合理的财政收入分权能够增强地方财政“制度自信”，在适应后冲击时代国际国内环境的同时，积极落实提质增效、更可持续的财政政策，制定具有区域特色促进新业态、新模式、新技术发展的新政策，不仅有助于持续增加新型财源，而且有助于提高财政收入质量，即提高财政弹性。总之，财政收入分权可以影响地方财政的应对、恢复、成长能力，即影响地方财政韧性。基于此，提出假设1：

假设1：财政收入分权能够促进地方财政韧性的增强。

2. 财政支出分权对地方财政韧性的影响。

财政支出分权界定了地方财政在辖区治理过程中承担的事权和支出责任。首先，财政支出分权影响地方财政应对能力。事权和支出责任敦促地方政府在受到外在冲击时增加财政支出规模和优化支出结构以集中有限财力更好地应对外在冲击。其次，财政支出分权影响地方财政恢复能力。财政支出分权明确了地方财政承担的事权与支出职责，地方财政承受能力会影响其组织财政收入的数量与质量。若地方政府承担过多事权和支出职责，且在转移支付制度能力有限的情况下，引致地方财政事权与财权不匹配，加剧地方财政收支矛盾。在财政压力下，地方政府不得不开辟增加财源的路径，如注重发展成本低但见效较快的产业，引致地区产业同构和资源错配；选择放松环境管制，加剧辖区特别是管辖边界的环境污染；或者在减税降费环境下，过度依赖土地出让收入，形成“土地财政”格局；或者通过隐形负债履行支出责任，加大地方财政债务风险，从而影响财政收入的长期持续增长和收入质量。第三，财政支出分权影响地方财政成长能力与治理能力。地方政府凭借地缘优势更了解辖区居民的需求，拥有比中央政府更多的信息，而且获取有效信息的成本较低。在事权和支出责任合理划分情况下，地方政府在保持合理支出强度、努力发挥财政资源“四两拨千斤”、托举经济运行保持在合理区间作用的同时，也会注重优化支出结构，加强民生支出，可以更有效率地精准提供恰当的公共

产品和公共服务，不断增强人民群众获得感、幸福感和满意度，在缩小收入或财富的公平分配、促进地方“善治”方面持续发力。因此，合理的财政支出分权能够提高地方财政贯彻落实财政政策的内在动力与活力，在促进地方财政成长的同时提高地方财政治理水平与效果。基于此，提出假设2：

假设2：财政支出分权对地方财政韧性的影响具有异质性。

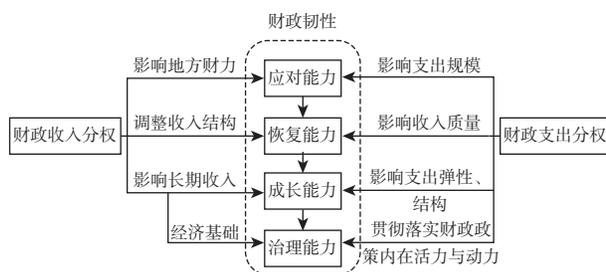


图1 财政分权影响地方财政韧性的路径

三、研究设计

(一) 模型设定

1. 短期效应的检验模型。

为更好地检验财政分权对地方财政韧性的影响，同时考虑内生性，我们在静态分析的基础上建立动态模型增强研究的合理性。静态面板模型如式(1)所示。

$$Res_{i,t} = \alpha_1 + \lambda_1 Fd_{i,t} + \beta_1 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， Res 为地方财政韧性； Fd 表示财政分权， $Control$ 为一系列控制变量，包括经济发展水平、产业结构、城镇化水平、利用外资水平、市场规模水平和人口规模水平； α_1 为常数； $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项， i 代表省份（直辖市、自治区）； t 表示时间。

由于变量的内生性会使静态面板模型估计的参数有偏，为缓解内生性问题，在模型(1)的基础上加入财政韧性的滞后变量，建立动态面板模型，如式(2)所示。

$$Res_{i,t} = \alpha_1 + \rho_1 Res_{i,t-1} + \lambda_1 Fd_{i,t} + \beta_1 Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

2. 长期效应的检验模型。

在基准回归验证财政分权对地方财政韧性短期影响的基础上，进一步讨论财政分权对地方财政韧性的长期影响，建立面板向量自回归模型，如式(3)所示。

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i + \Gamma Y_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $Y_{i,t}$ 表示基于面板数据的 3×1 变量向量, 包括地方财政韧性、财政收入分权和财政支出分权。 Γ 为系数矩阵, α_i 为个体效应向量, γ_t 为时间效应向量, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差向量。

(二) 变量说明

1. 被解释变量: 财政韧性 (*Res*)。

被解释变量前文已经提及, 这里不再赘述。

2. 核心解释变量。

现有研究把财政分权 (*FD*) 指标设计为三类, 分别从财政支出、财政收入和财政自主的角度来度量。参照张芬和赵晓军 (2016)^[26] 的研究方法, 从财政收入分权 (*Fdinc*) 和财政支出分权 (*Fdexp*) 两个维度考察财政分权制度对地方财政韧性的影响。财政收入分权的计算方法为省级人均财政收入除以中央人均财政收入, 财政支出分权的计算方法为省级人均财政支出除以中央人均财政支出。

3. 控制变量。

为了防止遗漏变量偏差, 选择如下控制变量: 经济发展水平 (*Pgdp*), 用人均国内生产总值绝对数取

对数来衡量; 城镇化水平 (*Urban*), 用城镇常住人口占总人口的比重衡量; 利用外资水平 (*Fdi*), 用外商直接投资占 GDP 比重衡量; 市场规模水平 (*Market*), 用社会消费品零售总额的对数值来衡量; 人口规模水平 (*Man*), 用当地人口绝对数取对数衡量。参照杨志安和李梦涵 (2017)^[27] 的研究, 构造产业结构指数 (*Inds*) 作为产业结构的代理变量, $Inds = \sum_{i=1}^n i \times q_i$, q_i 表示第 i 产业所占比重, *Inds* 的取值为 1 到 3, 值越高表示当地的产业结构越高级, 资源的配置利用越合理。

(三) 数据来源

基于数据可得性, 本文采用 2005—2020 年^① 中国 30 个省份 (不含港澳台和西藏) 的面板数据。考虑数据可比性, 对于部分变量的少数缺失值采用均值法补足。同时为消除通货膨胀因素, 对于用货币计量的变量, 选择以 2005 年为基期, 用价格指数对数据进行调整。全部数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国财政年鉴》以及 WIND 数据库和中经网数据库。变量说明和描述性统计见表 2。

表 2 变量说明和描述性统计

变量	名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Res</i>	财政韧性	480	0.411	0.058	0.214	0.581
<i>Fdinc</i>	财政收入分权	480	1.251	1.061	0.370	6.494
<i>Fdexp</i>	财政支出分权	480	1.958	0.935	0.771	6.365
<i>Pgdp</i>	经济发展	450	10.461	0.654	8.528	12.009
<i>Urban</i>	城镇化	450	54.087	13.834	26.870	89.600
<i>Market</i>	市场规模	450	8.200	1.065	5.078	10.318
<i>Man</i>	人口规模	450	8.181	0.745	6.297	9.352
<i>Fdi</i>	外商投资	450	0.024	0.022	0.001	0.146
<i>Inds</i>	产业结构	450	2.330	0.132	2.072	2.832

四、实证分析

(一) 地方财政韧性的测度

本文选取 2005—2020 年中国 30 个省份的数据, 利用面板熵权法测度地方财政韧性。结果如表 3 所示, 限于篇幅仅列出部分年份。总体上来看, 地方财政韧性水平整体偏低并呈现先升后降的倒“U”趋势。在 2005—2007 年, 地方财政韧性水平以一个较高的增长率增长; 受 2008 年金融危机的影响, 2009

年地方财政韧性水平有较大幅度下降; 在 2010—2012 年, 地方财政韧性水平稍有恢复呈波动增长且增长率较低; 此后, 地方财政韧性水平较为稳定但稍有下降; 2020 年因受到新冠肺炎疫情的影响, 地方财政韧性水平有所降低。这表明随着经济发展阶段转型, 地方财政建设仍任重道远。从区域来看, 2005—2020 年财政韧性平均水平空间分布呈现出“东高西低”特征, 与区域经济发展水平相适应, 东部 > 中部 (\approx 全国) > 西部。从省域来看, 考察期内财政韧性平

① 因缺失 2020 年外商直接投资数据, 短期效应分析采用 2005—2019 年数据进行回归。

均水平排名前五位为江苏、浙江、山东、北京、河南、甘肃、青海。因此,发展依然是提高地方财政韧性水平,后五位为西部地区的内蒙古、新疆、宁夏、甘肃的“硬道理”。

表 3 2005—2020 年地方财政韧性

省份	2005	2007	2009	2011	2013	2015	2017	2019	2020	均值
北京	0.456	0.576	0.518	0.551	0.493	0.443	0.403	0.396	0.374	0.476
天津	0.454	0.507	0.475	0.509	0.471	0.450	0.395	0.393	0.401	0.457
河北	0.465	0.511	0.467	0.480	0.458	0.461	0.447	0.387	0.383	0.453
辽宁	0.411	0.463	0.448	0.444	0.397	0.299	0.422	0.373	0.398	0.415
上海	0.469	0.517	0.501	0.478	0.439	0.445	0.426	0.395	0.391	0.451
江苏	0.517	0.551	0.498	0.508	0.493	0.480	0.457	0.443	0.421	0.491
浙江	0.478	0.543	0.498	0.508	0.502	0.470	0.443	0.431	0.413	0.482
福建	0.430	0.477	0.448	0.459	0.441	0.432	0.401	0.414	0.396	0.435
山东	0.470	0.513	0.482	0.493	0.502	0.483	0.459	0.450	0.442	0.479
广东	0.433	0.499	0.470	0.464	0.459	0.440	0.418	0.417	0.401	0.445
海南	0.401	0.443	0.445	0.411	0.387	0.399	0.342	0.342	0.314	0.389
东部均值	0.453	0.509	0.477	0.482	0.458	0.437	0.419	0.404	0.394	0.452
山西	0.425	0.434	0.423	0.420	0.396	0.385	0.407	0.371	0.355	0.407
吉林	0.444	0.453	0.418	0.420	0.396	0.390	0.350	0.324	0.351	0.396
黑龙江	0.396	0.426	0.426	0.420	0.458	0.376	0.350	0.331	0.355	0.393
安徽	0.446	0.447	0.415	0.430	0.405	0.403	0.410	0.399	0.374	0.414
江西	0.417	0.465	0.418	0.463	0.410	0.398	0.386	0.367	0.350	0.409
河南	0.468	0.510	0.469	0.486	0.472	0.453	0.439	0.427	0.412	0.462
湖北	0.418	0.447	0.422	0.452	0.433	0.430	0.400	0.386	0.354	0.421
湖南	0.415	0.447	0.412	0.434	0.403	0.399	0.382	0.382	0.367	0.409
中部均值	0.429	0.454	0.425	0.441	0.422	0.404	0.391	0.373	0.365	0.414
内蒙古	0.357	0.428	0.417	0.388	0.357	0.436	0.316	0.299	0.308	0.366
广西	0.398	0.449	0.402	0.410	0.387	0.389	0.395	0.358	0.331	0.394
重庆	0.387	0.434	0.407	0.416	0.360	0.385	0.367	0.358	0.338	0.385
四川	0.420	0.441	0.394	0.405	0.403	0.402	0.399	0.378	0.360	0.411
贵州	0.385	0.392	0.432	0.399	0.356	0.355	0.343	0.324	0.310	0.369
云南	0.362	0.418	0.417	0.396	0.367	0.351	0.350	0.333	0.318	0.369
陕西	0.391	0.433	0.407	0.427	0.393	0.389	0.381	0.363	0.343	0.394
甘肃	0.368	0.400	0.364	0.372	0.338	0.332	0.304	0.285	0.283	0.340
青海	0.321	0.375	0.358	0.312	0.265	0.263	0.251	0.226	0.214	0.294
宁夏	0.371	0.399	0.389	0.374	0.345	0.337	0.336	0.301	0.297	0.351
新疆	0.382	0.408	0.451	0.403	0.349	0.324	0.307	0.293	0.286	0.358
西部均值	0.377	0.416	0.404	0.391	0.356	0.360	0.341	0.320	0.308	0.366
全国均值	0.419	0.460	0.436	0.438	0.411	0.400	0.383	0.365	0.355	0.411

(二) 财政分权对地方财政韧性的短期影响

表4是采用不同估计方法对静态面板模型(1)的估计结果。回归结果显示,无论采用哪种估计方法,财政收入分权的回归系数均为正,且通过1%水平上的显著性检验;财政支出分权的回归系数均为负,且通过1%水平上的显著性检验。回归结果验证了前文的理论分析,说明财政分权制度对地方财政韧性有显著影响。财政分权制度对地方财政韧性的影响较为复杂,财政分权能否增强地方财政韧性取决于财政收入分权正向影响和财政支出分权负向影响的强度对比。

表4 静态面板回归结果

Res	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	面板 OLS	FE	RE
<i>Fdinc</i>	0.093 *** (0.006)	0.093 *** (0.014)	0.064 *** (0.019)	0.092 *** (0.006)
<i>Fdexp</i>	-0.074 *** (0.005)	-0.074 *** (0.013)	-0.057 *** (0.016)	-0.073 *** (0.005)
<i>Pgdp</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.014 (0.014)	-0.006 (0.005)
<i>Inds</i>	-0.231 *** (0.025)	-0.231 *** (0.035)	0.015 (0.035)	-0.271 *** (0.026)
<i>Urban</i>	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.002 *** (0.001)	0.001 (0.001)
<i>Market</i>	-0.007 *** (0.002)	-0.007 (0.004)	0.002 (0.003)	-0.005 (0.003)
<i>Fdi</i>	-0.257 * (0.132)	-0.257 (0.288)	-0.142 (0.122)	-0.175 (0.108)
<i>Man</i>	0.010 *** (0.003)	0.010 ** (0.004)	-0.002 (0.003)	0.006 * (0.003)
<i>Cons</i>	0.925 *** (0.072)	0.925 *** (0.098)	0.192 (0.156)	1.087 *** (0.063)
<i>R²</i>	0.691	0.691	0.769	
<i>N</i>	450	450	450	450

注:括号内为标准误,* $p < 0.1$,** $p < 0.05$,*** $p < 0.01$ 。下同。

为缓解内生性问题,纠正参数估计偏误,同时探究地方财政韧性的动态演变过程,因此采用SYS-GMM进一步检验财政分权对地方财政韧性的影响。本文同时也给出FD-GMM下的估计,作为稳健性检验。对动态面板模型(2)的回归结果见表5。观察表5可得,AR(1)的P值均小于0.05,AR(2)的P值均大于0.1,故认为残差序列存在一阶自相关,不存在二阶自相关。Hansen检验的P值均为1.000,认为所有的工具变量都有效。综上,证明动态面板模型(2)的设定可靠,GMM估计可行。SYS-GMM结果

所示,地方财政韧性一阶滞后项的回归系数为正,且通过1%水平上的显著性检验,说明地方财政韧性水平提升具有惯性,受前期值的影响。财政收入分权的回归系数为正,且通过1%水平上的显著性检验,这与表4中四种估计下的结论一致,证明研究结论的稳健性。财政收入分权的回归系数为0.034,说明在财政收入分权对地方财政韧性水平的提高具有促进作用。验证了前文的假设1。财政支出分权的回归系数为负,通过5%水平上的显著性检验,这说明现阶段的财政支出分权对地方财政韧性水平的提高具有抑制作用。FD-GMM得到的结果在回归系数的符号和显著性水平上与SYS-GMM的绝大部分结果一致,再次证明了研究结论的稳健性、合理性。

表5 动态面板回归结果

Res	(1)	(2)
	SYS-GMM	FD-GMM
<i>L. Res</i>	0.669 *** (0.068)	0.355 *** (0.069)
<i>Fdinc</i>	0.034 *** (0.013)	0.065 *** (0.017)
<i>Fdexp</i>	-0.026 ** (0.011)	-0.051 *** (0.015)
<i>Pgdp</i>	-0.012 (0.013)	-0.020 (0.019)
<i>Inds</i>	-0.107 *** (0.037)	-0.189 *** (0.049)
<i>Urban</i>	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)
<i>Market</i>	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
<i>Fdi</i>	-0.092 (0.284)	-0.056 (0.209)
<i>Man</i>	0.001 (0.005)	-0.002 (0.004)
<i>Cons</i>	0.492 *** (0.124)	
AR(1)	0.000	0.000
AR(2)	0.595	0.383
<i>Hansen</i>	1.000	1.000
<i>N</i>	420	390

(三) 财政分权对地方财政韧性的长期影响

基准回归部分分析了财政分权对地方财政韧性的短期影响,考虑到地方财政韧性水平的提升是一个长期动态演变的过程,为考察财政分权与地方财政韧性

之间的长期动态关系以及冲击传导方式，同时为进一步解决内生性问题，构建 PVAR 模型做更深入的探讨。为保证 PVAR 模型的稳定性，先对所有的变量进行一阶差分处理。依据 AIC、BIC、HQIC 信息准则选取模型的滞后阶数，本文选择的最优滞后阶数为三阶。结果见表 6。

表 6 最优滞后阶数

阶数	AIC	BIC	HQIC
1	-6.641 37	-5.634 57	-6.242 27
2	-6.991 73	-5.825 90	-6.528 18
3	-7.194 14*	-5.847 19*	-6.656 86*
4	-7.157 65	-5.602 06	-6.535 10
5	-6.904 64	-5.105 43	-6.182 16

选择最优滞后阶数之后的模型稳定性检验结果如图 2 所示。图 2 中所有特征值都在单位圆内，表明构建的 PVAR 系统稳定。在选择最优滞后阶数之后的格兰杰因果检验结果见表 7。观察表 7 可知，大多数的 P 值小于 0.05 且所有两变量联合效应的格兰杰因果检验 P 值都小于 0.05，说明变量之间存在互为因果的关系。综上，构建的 PVAR 模型通过了上述两个检验，可以进一步进行脉冲响应和方差分解。

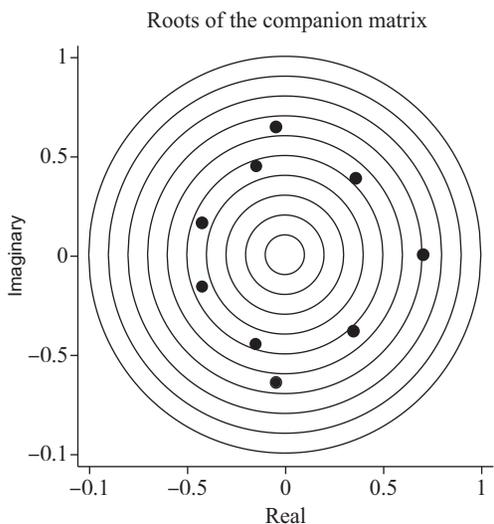


图 2 PVAR 模型的稳定性检验

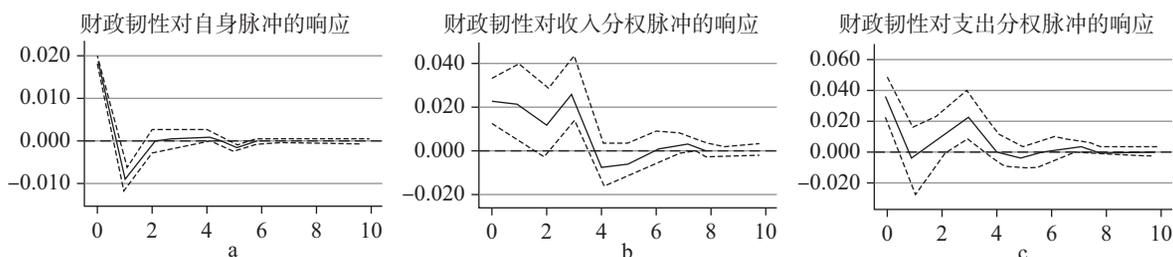


图 3 PVAR 模型的脉冲响应函数图

表 7 格兰杰因果检验

变量	Excluded	Chi2	Prob
DRes	DFdinc	5.136 8	0.162
	DFdexp	5.783 4	0.123
	All	13.537 0	0.004
DFdinc	DRes	12.856 0	0.005
	DFdexp	14.956 0	0.002
	All	20.941 0	0.002
DFdexp	DRes	7.372 7	0.061
	DFdinc	13.554 0	0.004
	All	18.612 0	0.005

图 3 是进行 300 次蒙特卡洛模拟得到的脉冲响应函数图，横轴表示预测期数，本文设定为 10 期，纵轴表示脉冲响应强度。图 3a 为地方财政韧性对自身的脉冲响应图。在给定地方财政韧性一个正的标准差冲击时，自身响应在当期显著为正且达到峰值，之后随着时间的推移响应程度迅速减弱，并在第一期转为负向响应，在第一期后，负向影响逐渐降低，并在第六期时收敛至零。这表明地方财政韧性水平的提升是一个惯性过程，但影响呈现减弱趋势而不具有持续性。图 3b 为地方财政韧性对财政收入分权脉冲的响应图。给定财政收入分权一单位标准差冲击后，地方财政韧性在当期的脉冲响应值为正并在第三期达到峰值，之后正向响应逐渐减弱并在第四期转为负值，在第六期转为正值后缓慢下降并在第八期后逐渐收敛到零。综合来看，长期中财政收入分权对地方财政韧性的影响为正，验证了假设 1。图 3c 为地方财政韧性对财政支出分权脉冲的响应图。给定财政支出分权一单位标准差冲击后，地方财政韧性的当期响应值为正，在第一期转为负值，第二期又转为正向响应，第三期后正向响应逐渐减弱，并在第八期逐渐收敛至零。综合来看，长期中财政支出分权对地方财政韧性的影响在短期和长期内表现出异质性，验证了假设 2。

方差分解用于说明解释变量对被解释变量变动的解释程度,从而体现各变量的重要程度。本文进行10期分解,表8列出了PVAR模型的方差分解结果。表8显示,财政收入分权和财政支出分权都能在一定程度上解释地方财政韧性的变动,但财政支出分权的解释能力要强于财政收入分权。随着预测期数的增加,财政收入分权和财政支出分权的解释能力均逐渐增强并趋于稳定,二者解释能力之间的差距逐渐缩小。第四期,财政收入分权对地方财政韧性的解释能力达到峰值,为0.008;在第七期,财政支出分权对

地方财政韧性的解释能力达到峰值,为0.014。第四期后,二者对地方财政韧性的解释能力趋于稳定,其解释能力之间的差距保持在0.005左右。整体上看,地方财政韧性对财政收入分权、财政支出分权的解释能力要强于财政收入分权、财政支出分权对地方财政韧性的解释能力。随着预测期数的增加,地方财政韧性对二者的解释能力均逐渐增强,但对财政收入分权有更强的解释能力。在第六期对收入分权的解释能力达到峰值,为0.101;在第四期对支出分权的解释能力达到峰值,为0.067。第六期后,解释能力趋于稳定。

表8 方差分解

变量	期数	财政韧性	收入分权	支出分权
财政韧性	1	1.000	0.000	0.000
收入分权	1	0.036	0.964	0.000
支出分权	1	0.055	0.278	0.666
财政韧性	2	0.986	0.002	0.012
收入分权	2	0.058	0.940	0.003
支出分权	2	0.049	0.336	0.616
财政韧性	3	0.984	0.003	0.012
收入分权	3	0.066	0.929	0.005
支出分权	3	0.051	0.341	0.608
财政韧性	4	0.979	0.008	0.013
收入分权	4	0.098	0.856	0.046
支出分权	4	0.067	0.322	0.612
财政韧性	5	0.979	0.008	0.013
收入分权	5	0.099	0.840	0.061
支出分权	5	0.065	0.317	0.618
财政韧性	6	0.978	0.008	0.013
收入分权	6	0.101	0.838	0.061
支出分权	6	0.066	0.317	0.617
财政韧性	7	0.978	0.008	0.014
收入分权	7	0.101	0.837	0.062
支出分权	7	0.066	0.317	0.617

注:第8~10期的结果与第7期相同,本表仅列出1~7期。

五、结论与政策建议

(一) 结论

本文尝试把韧性范畴引入到财政学领域,基于2005—2020年省级层面面板数据,测度地方财政韧

性并探讨财政分权对地方财政韧性的影响。研究发现:(1)地方财政韧性水平整体不高,呈先升后降的倒“U”特征,区域间存在异质性,呈“东高西低”发展态势,地方财政建设特别是中西部地区仍任重道远。(2)短期来看,财政收入分权对地方财

政韧性具有促进作用, 财政支出分权对地方财政韧性具有抑制作用; 长期来看, 地方财政韧性水平的提升具有惯性, 地方财政韧性对财政收入分权和财政支出分权脉冲的响应均为正, 但不具有持续性。

(二) 政策建议

当前, 中国经济正处于由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 财政肩负着优化资源配置、协调区域发展、稳定宏观经济、深化供给侧结构性改革、建设现代化经济体系的重要职责。持续增强财政韧性可以更好地发挥地方财政在国家治理中的基础和重要支柱作用, 保障经济在合理区间内平稳运行, 加速构建新发展格局和推动经济高质量发展。为此, 结合实证结果, 本文提出如下建议:

第一, 建立推动高质量发展转移支付制度, 提升地方财政应对外在冲击的能力。一是为缓解财政支出分权对地方财政韧性的抑制作用, 围绕高质量发展目标要求, 增加转移支付规模。在解决深层次体制机制问题的同时, 发挥财政“四两拨千斤”深度激发各类市场主体活力, 增强各省份高质量发展内生动力, 特别是建立高质量发展转移支付奖补制度, 如引导西部尽快构建以数字经济为引领的现代产业体系, 探索进一步促进西部形成发展新格局的路径。同时, 进一步优化转移支付方式和结构, 中央财政继续加大对中西部地区均衡性转移支付力度, 提高中西部地区的民生建设水平, 积极支持中西部地区符合条件的基础设施、生态环保、社会民生等领域项目建设, 缩小区域间财力差距, 引导基本公共服务均等化供给。二是建立审计结果和转移支付分配挂钩机制。实施转移支付奖惩措施, 对财政预算管理、绩效管理及财政供养人员管控、财政往来款、临聘人员管理、乡镇财政管理等成效突出的地区给予奖补。三是规范地方政府的债务管理。落实地方政府化债责任, 按照市场化、法治化原则, 统筹安排财政资源, 科学配置地方政府债务限额, 稳妥化解地方债务特别是存量隐性债务, 降低地方债务风险, 保证地方财政可持续发展。

第二, 深化税收制度改革, 提升地方财政自我恢复能力。一是加强顶层设计, 优化税制结构, 逐步提高直接税在税收收入中的比重。建议尽快将房产税、耕地占用税、土地增值税、城镇土地使用税、契税合并为统一的房地产税, 并成为地方税的主体税种。二是加快健全地方税体系。理顺税费关系, 根据税基弱流动性、收入成长性、征管便利性等原则, 提高地方

培植税源的积极性, 合理确定地方税税种, 适当扩大地方税收管理权限, 提升地方财政收入质量, 为增强地方财政韧性奠定坚实基础。三是加强财政收入全口径统一管理, 优化地方财政收入结构。统筹管理一般公共预算与政府性基金预算、国有资本经营预算、社会保险基金预算; 统筹管理财政预算资金与地方政府专项债券资金; 做好滚动预算, 统筹管理年度间各项财政资源资金; 盘活各类存量资源, 强化政策集成和资金协调, 形成促进地方政府高质量发展区域经济、优质供给辖区范围内公共产品和公共服务的新格局。

第三, 继续推进财政事权与支出责任划分改革, 提升地方财政成长能力。一是结合各地的实际情况, 科学设定各级政府间的权责划分, 加快建立权责清晰、财力协调、区域均衡的省、市县财政关系, 为增强地方政府治理体系的韧性提供良好的财政基础。二是增强财政资源配置效率。在财政支出刚性增长的情况下, 在加强财政资金过程管理、全面实施预算绩效管理的前提下, 优化财政资金投入结构, 引导财政资金投入民生性和生态环境保护等领域, 创新财政投入方式, 提升地方财政社会治理和公共服务效果。三是加强财政系统信息化建设, 利用大数据和互联网技术, 实现财政各业务系统、财政与预算单位、上下级财政之间信息的互通互联, 并构建动态调整机制, 全面提升地方财政管理水平和业务运行效率。

第四, 规范落实全面预算绩效管理改革, 提高地方财政治理能力。《中共中央、国务院关于全面实施预算绩效管理的意见》提出“全面实施预算绩效管理, 不只是解决公共资金利用效率、配置效率问题的一种方法, 而且还是撬动公共部门责权利重构的有效途径, 是实现钱与事、权与责、决策与执行、服务与需要有机融合的一种机制”。因此, 规范落实全面预算绩效管理是提高地方财政治理能力的必然要求。一是建立健全地方预算绩效管理制度体系, 特别是探索加强民生工程、乡村振兴、基建投资等重点领域的预算绩效管理制度, 为全面预算绩效管理改革的推进提供制度保障。二是进一步深化预算与绩效管理融合。将绩效管理深度融入预算编制、执行、监督全过程; 绩效管理覆盖各级政府和所有财政资金, 特别是完善政府投资基金、政府和社会资本合作 (PPP)、政府采购、政府债务项目绩效管理, 有序推进政府性基金

预算、国有资本经营预算的绩效管理,提高财政资源配置效率和使用效益。三是加强预算绩效结果的应用。将预算绩效结果纳入政府目标管理绩效考核范围

和干部政绩考核体系,完善绩效管理工作考核机制,提高预算管理水平和政策实施效果,为地方经济社会发展提供有力保障。

参考文献

- [1] 刘鹤. 必须实现高质量发展 [N]. 人民日报, 2021-11-24.
- [2] Holling C S. Resilience and Stability of Ecological Systems [J]. *Annual Review of Ecology and Systematics*, 1973, 4 (1): 1-23.
- [3] Holling C S. Engineering Resilience Versus Ecological Resilience [M]. Washington, D C: National Academic Press, 1996.
- [4] Masten A S, Best K M, Norman G. Resilience and Development: Contributions from the Study of Children Who Overcome Adversity [J]. *Development and Psychopathology*, 1990, 2 (4): 425-444.
- [5] Martin R, Sunley P, Tyler P. Local Growth Evolutions: Recession, Resilience and Recovery [J]. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 2015, 8 (2): 141-148.
- [6] Fujita M, Thisse J F. Economics of Agglomeration: Cities, Industrial Location, and Regional Growth [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- [7] 马拴友. 中国公共部门债务和赤字的可持续性分析——兼评积极财政政策的不可持续性及其冲击 [J]. *经济研究*, 2001 (8): 15-24.
- [8] 汪利娜. 我国土地财政的不可持续性 [J]. *经济研究参考*, 2009 (42): 12-13.
- [9] 丁鑫, 荆新. 财政可持续性视角下政府财务报告的改进研究 [J]. *财务与会计*, 2015 (16): 49-51.
- [10] 金成晓, 李梦嘉. 金融周期对我国财政可持续性影响研究 [J]. *财政研究*, 2019 (3): 93-103, 129.
- [11] 闫坤, 鲍曙光. “十四五”时期我国财政可持续发展研究 [J]. *财贸经济*, 2020 (8): 5-18.
- [12] 邓晓兰, 许晏君, 刘若鸿. 结构性减税与地方财政可持续性——基于“营改增”的实证研究 [J]. *中央财经大学学报*, 2021 (10): 15-29.
- [13] 李建军, 王鑫. 地方财政可持续性评估——兼论税收分权能否提升地方财政可持续性 [J]. *当代财经*, 2018 (12): 37-47.
- [14] 刘富华, 吴近平. 减税降费、财政分权与地方财政可持续性——基于西部 A 地区的实证研究 [J]. *四川轻化工大学学报 (社会科学版)*, 2020 (6): 54-71.
- [15] 祁毓, 邢慧晶, 杨春飞. 财政规则能抑制公共债务膨胀吗? 研究进展与启示 [J]. *经济社会体制比较*, 2021 (4): 35-46.
- [16] 傅勇, 张晏. 中国式分权与财政支出结构偏向: 为增长而竞争的代价 [J]. *管理世界*, 2007 (3): 4-12, 22.
- [17] 陈菁, 李建发. 财政分权、晋升激励与地方政府债务融资行为——基于城投债视角的省级面板经验证据 [J]. *会计研究*, 2015 (1): 61-67, 97.
- [18] 杜彤伟, 张屹山, 杨成荣. 财政纵向失衡、转移支付与地方财政可持续性 [J]. *财贸经济*, 2019 (11): 5-19.
- [19] 孙琳, 周欣, 王弟海, 高司民. 财政分权、政府会计制度和政府债务风险: 基于跨国面板数据的研究 [J]. *财贸经济*, 2021 (10): 52-69.
- [20] 刘尚希. 财政改革四十年的深层逻辑 [N]. *经济日报*, 2018-09-20.
- [21] 李连刚, 张平宇, 谭俊涛, 关皓明. 韧性概念演变与区域经济韧性研究进展 [J]. *人文地理*, 2019 (2): 1-7, 151.
- [22] 田卫民. 省域居民收入基尼系数测算及其变动趋势分析 [J]. *经济科学*, 2012 (2): 48-59.
- [23] 陈诗一, 张军. 中国地方政府财政支出效率研究: 1978—2005 [J]. *中国社会科学*, 2008 (4): 65-78, 206.
- [24] 刘海兵, 杨凡, 陈工. 中国省级地方政府财政支出效率研究: 1978—2013 [J]. *海南大学学报 (人文社会科学版)*, 2016 (3): 41-47.
- [25] 杨其静, 高雄伟. 财政联邦主义与财政分权指标——基于合约理论视角的再审视 [J]. *中国人民大学学报*, 2021 (1): 66-80.
- [26] 张芬, 赵晓军. 中国财政分权度量指标的比较研究 [J]. *经济研究参考*, 2016 (34): 44-59.
- [27] 杨志安, 李梦涵. 财政分权与中国产业结构调整关系——基于省级面板数据实证分析 [J]. *生态经济*, 2017 (10): 80-84.

(责任编辑: 孙亦军 张安平)

论坛发帖与股价行为：情绪宣泄还是信息传递？

Forum Posting and Stock Price: Emotional Disclosure or Information Transmission?

熊 艳

XIONG Yan

[摘要] 本文基于2013—2017年雪球和股吧的论坛发帖数据，从情绪宣泄和信息传递的双重视角考察论坛发帖对股价行为的异质性影响。研究发现：雪球和股吧论坛分别体现为信息传递和情绪宣泄效应，股吧的情绪宣泄角色在我国股票市场处于主导地位。进一步的研究结果表明，熊市中论坛的信息传递效应增强，雪球论坛的作用更加凸显。雪球与股吧论坛之间信息、情绪会互相传导，雪球在其中表现为引领作用；雪球的信息传递效应更持久，而股吧的情绪宣泄效应持续时间更短。论坛发帖情绪在不同板块中对个股收益率的影响大小依次为创业板>中小板>主板。本文用两种论坛的发帖数据对股价的经济后果印证了社交媒体的两种角色，揭示了我国中小投资者的发帖行为及其影响，为投资者决策提供借鉴。

[关键词] 情绪宣泄 信息传递 论坛发帖 股票收益率 成交量

[中图分类号] F832.5 F276.6 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0029-17

Abstract: Based on the posting data of Snowball and Guba Forum from 2013 to 2017, this paper examines the heterogeneous impact of forum posting on stock price from the perspectives of information transmission and emotional catharsis. It is found that Snowball and Guba forum reflect the effects of information transmission and emotional catharsis respectively, and the emotional catharsis role of Guba is in a dominant position in China's stock market. Further research results show that the information transmission effect of the forum is enhanced in the bear market, and the role of the snowball forum is more prominent. Information and emotions between snowball and Guba forums will be transmitted to each other, in which snowball plays a leading role. The information transmission effect of snowball is more lasting, while the emotional catharsis effect of Guba lasts shorter. The influence of forum posting emotion on individual stock yield in different sectors is GEM>SME>Main board. This paper uses posting data of two forums to confirm the two roles of social media, reveals the posting behavior and influence of small and medium-sized investors in China, and provides reference for investors' decision-making.

Key words: Emotional catharsis Information transfer Forums posting Return Trading Volumes

[收稿日期] 2021-08-22

[作者简介] 熊艳，女，1985年12月生，华东理工大学商学院副教授，研究方向为资本市场中的财务与会计研究，联系方式为 littlebear539@126.com。

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“社交媒体的情绪波动与股价行为研究”（项目编号：71702056）；教育部人文社会科学研究规划基金项目“重大突发卫生公共事件下的企业信息披露行为研究：基于风险感知的视角”（项目编号：21YJA630101）；国家自然科学基金面上项目“IPO市场机制异化的定价后果研究”（项目编号：71672057）；国家自然科学基金面上项目“管理层利益诉求与公司策略性信息披露：基于实地调研视角研究”（项目编号：71672059）。

感谢华东理工大学商学院的马妍同学为本项研究提供了大量出色的研究协助工作。感谢匿名评审人提出的修改意见，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

在我国的股票市场中,数量众多的个人投资者是主要的资金供给者和交易者。据中国证监会2021年3月发布的数据,中国股市有1.8亿个人投资者(吴晓璐,2021^[1])。这些个人投资者大多未经过投资理财知识的系统学习,投资行为极易受外部因素的影响(陈浪南和陈文博,2020^[2])。当不同知识背景、不同层次的投资者共同参与投资交流时,一些专业人士的意见往往会被普通投资者奉为圭臬,投资行为也会被跟随效仿(Mary等,1998^[3]; Luis等,2008^[4]; Hochmeister等,2013^[5])。社交媒体的出现为投资者的学习与模仿行为提供了更多的机会,投资者在做出购买与投资决定前通常会在社交网站上收集信息并阅读相关文章(Chen等,2010^[6]; Daniel,2015^[7]; Bryan,2016^[8])。财经论坛就是个人投资者最主要的信息来源之一,个人投资者每日在财经论坛发帖交流,以获取和输出大量信息与观点(Bin等,2006^[9])。那么,这些“草根”散户通过互联网新兴媒体互相学习模仿,究竟是加速了信息传递,还是加剧了非理性情绪的扩散?

本文认为,这两种效应可能并存。一方面,社交媒体可以快速、大量地将信息传递给投资者,为投资者之间的交流搭建便利的桥梁,在金融市场呈现出举足轻重的作用。2021年1月,美国中小投资者在社交媒体平台Reddit“抱团”对抗上市公司Gamestop的机构投资者,大量购入Gamestop股票,在半个月内将其股价从19.95美元抬升至483美元,直接打爆空头的机构投资者。在这一事件中,社交媒体为个人投资者获取信息提供了有力途径,扮演了沟通和协调的角色。一系列的文献研究表明,散户对股票的关注程度可以显著提高股票的流动性(黄娟娟和肖珉,2006^[10]),社交媒体的应用与投资者参与度及股票收益率呈正相关关系(陆瑶等,2011^[11];魏丽雅,2013^[12];岑维等,2014^[13])。

但另一方面,社交媒体所特有的群组化、交互性的传播模式特点,以及信息海啸冲击下较高的把关难度,为情绪化宣泄提供了便利(张克旭,2020^[14])。社交媒体可以在短时间内点燃众多投资者的非理性情绪,将进一步放大羊群效应(丁志

国,2004^[15];任海云,2010^[16];池丽旭和庄新田,2010^[17])。有研究发现,有的财经论坛中的讨论内容缺少理性严密的分析推理,交流的言辞较为激进(祝宇,2018^[18]),其中很可能含有虚假信息,投资者在论坛中的互动极易引发非理性情绪的传染与扩大(金雪军等,2013^[19]),用户将更多的注意力集中在感情上而不是公司的基本面与股票的技术面上。当投资者选择将财经论坛作为情绪宣泄的场所时,即使出现有效信息,也很快会被大众情绪淹没,而市场中的非理性投资者带有情绪的意见会对股票价格造成一定的负面影响(Edward,1993^[20]; David和Tyler,2003^[21];陈健和曾世强,2018^[22];姚远和王瑞倩,2021^[23])。

我国在发展社交媒体的技术方面处于领先地位,在很多方面比西方更加先进,社交媒体种类异常丰富,种类繁多的财经类论坛^①为本文同时论证社交媒体的情绪宣泄及信息传递角色提供了绝佳的研究机会。基于此,本文分别以用户群体素质更高、号称“聪明的投资者都在这里”的雪球论坛,以及看重讨论热度、号称“中国人气最旺的股吧”的东方财富网股吧(以下简称股吧)论坛作为我国两种最典型的财经论坛的代表,基于情绪宣泄与信息传递的双重视角,考察2013—2017年雪球和股吧的论坛发帖对股票行为的异质性影响,探讨社交媒体的情绪宣泄和信息传递两种角色差异,并探讨了雪球与股吧发帖行为之间的因果关系及其对股价的持续性影响,以及论坛发帖在不同板块中对股价的异质性影响。

本研究对现有文献的贡献如下:一是首次同时基于情绪宣泄和信息传递的视角,通过比较投资者在两类论坛中的发帖行为带来的经济后果来印证社交媒体的两种角色,以全面、系统地考察社交媒体发帖对股价行为的影响。二是丰富了社交媒体信息传递与情绪宣泄的研究理论,为相关研究提供了新的研究视角与实证证据。三是深入揭示了我国中小投资者的发帖行为及其影响,更清楚地呈现我国资本市场中的非理性程度,为投资者的金融决策提供参考,为市场的进一步发展完善提供借鉴。

二、理论分析与研究假设

(一) 论坛发帖与股价行为

与国外的资本市场不同,我国的资本市场受个人

① 目前的股票论坛品种非常多样,除了新浪、搜狐、网易、腾讯等门户网站的财经论坛,还有东方财富网股吧、雪球、和讯股吧、金融界、同花顺论坛、MACD股票论坛等。

投资者主导，个人投资者的数量远超机构投资者（林毅夫，2002^[24]；杜莹和刘立国，2002^[25]）。这些个人投资者缺少对专业知识的系统性学习，对公司的基本面与股票的技术面分析并不了解。当个人投资者通过财经论坛进行互动讨论时，可能产生信息传递和情绪宣泄两种截然不同的效果。以下将展开具体的阐述。

1. 信息传递假说。

伴随着互联网的发展，我国的投资者信息获取渠道发生变化。以专业财经网站、论坛、微博等为代表的网络媒体逐渐占据主要地位，在投服中心2018年的调查中，57.7%的投资者主要通过网络媒体获取信息（阎庆民，2018^[26]）。新媒体新闻由于其较低的成本、广泛的可获得性，正在成为我国投资者重要的信息来源之一（张祚超等，2021^[27]）。

互联网社交网络具有参与人数众多、数据量大、信息传播速度快等特点（朱孟楠等，2020^[28]），社交媒体可以全面快速地将信息传递给股民，传播速度与数量不断飞升，已深刻影响了金融市场的方方面面：网络社交平台的信息传递和交互提高了市场信息效率和信息披露质量（谭松涛等，2016^[29]），网络舆情包含了股价波动率、成交量等信息（段江娇等，2017^[30]）。社交媒体在信息时代中发挥着举足轻重的作用，为投资者之间的交流搭建了便利的桥梁。新兴的交流媒介也催生出了新的信息传递行为（杜诗雨和齐佳音，2013^[31]），令其不再完全遵循“沉默的螺旋”理论。舆论的形成不只是从众心理下对“优势意见”的趋同，越来越多的用户开始在网络上发声，表达自己的意见（原源，2011^[32]），促进了信息的多元化发展，使信息传递更为有效。周权（2002）^[33]指出现代信息技术不仅能增加信息活动的范围，还有助于减少虚假信息、提升社会的信用等级。因此，社交媒体尤其是专业的财经论坛被认为是投资者间传递公司信息的重要载体。

2. 情绪宣泄假说。

研究指出，社交媒体平台为情绪化宣泄提供了便利（张克旭，2020^[14]）。在社交媒体的信息传递过程中，由于信息发布的门槛低，加上网络的瞬间连接性和“核聚变式”的信息传播方式，使得相关公司信息的传播速度、广度被无限放大，并在极短时间内产生“蝴蝶效应”（朱孟楠等，2020^[28]），其真实性可能被大众的过热情绪取代（黄磊，2019^[34]）。社交媒体会使观点相近的圈子中信息共享更加即时，“回声室”效应显著（王雅楠，2018^[35]），这种圈层效应

更进一步加剧了信息传播的极端化与情绪化。在股票市场中的表现就是普通投资者、投机散户等解构了专业投资者的话语垄断，长期处于被动传达的大众在媒体参与中表现得尤为积极，信息多元化的同时也造成了信息的片面与极端（黄磊，2019^[34]）。当投资者在股市中遭遇股价波动的压力，尤其是遭受巨大损失时，为了宣泄损失带来的压力与渴望盈利的欲望，会选择在财经论坛这样的社交媒体上释放其情绪。因此，财经论坛会成为投资者情绪宣泄的最佳场所。

3. 雪球与股吧论坛的异质性。

雪球与股吧作为财经论坛中最典型的两类论坛，相互间差别较大。从论坛的结构特征来看，二者的区别主要体现在如下几个方面（如表1所示）：一是论坛定位不同。雪球的宣传口号是“聪明的投资者都在这里”，而股吧则是“中国人气最旺的股吧”，前者聚焦精英用户，后者则看重讨论热度。二是论坛结构不同。雪球的平台形式是社交投资平台，以社交关系为导向，提供的业务不仅有交流还有交易，“好友”“关注”等社交概念较为突出；而股吧是纯论坛，以话题为导向，只是为投资者提供财经信息（祝宇，2018^[18]）。三是用户群体有差异。雪球用户更加年轻、学历更高、投资规模也更大，用户在做出决策时更多是基于自我判断而非他人意见、较少跟庄，损失厌恶也更高（伍韵，2016^[36]）。四是发帖特征各异。相较于股吧论坛，雪球用户的发帖质量更高、数量更少、情绪更轻、帖子长度更长，用户发言较为理性（祝宇，2018^[18]）。

表1 雪球与股吧论坛的特征比较

		雪球	股吧
论坛定位	宣传口号	“聪明的投资者都在这里”	“中国人气最旺的股吧”
论坛结构	平台形式	社交投资平台（包括“信号发送者”“信号接收者”与“复制交易”的机制）	纯论坛
	业务模式	“交流+交易”	交流为主
	导向	以社交关系为导向	以话题为导向
	社交元素	多（包括“好友”“关注”等）	少
用户特征	年龄分布	年轻群体为主	中年群体为主
	学历分布	学历偏高	学历不明
	投资规模	大	小
	决策依据	自我判断居多	他人意见居多
	损失厌恶	高	低
	庄家情节	较少跟庄	跟庄较多

续前表

		雪球	股吧
发帖特征	用户发言	理性推理的表达	情绪的发泄
	内容质量	高	低
	发帖数量	少	多
	发帖情绪	轻	重
	帖子长度	长	短

从这些特征的比较中可以看出,股吧的运作模式更接近情绪化的宣泄渠道。作为“中国人气最旺的股吧”,尽管股吧发帖量很大,但发帖的内容更情绪化。用户之间的互动主要基于发帖与回帖,侧重于一次性交流,交流的言辞都较为激进,对“庄家”和高管的控诉时有发生,缺少理性严密的分析推理,论坛对过激言论也控制不强(祝宇,2018^[18]),用户将更多的注意力集中在感情上而不是公司的基本面与股票的技术面。此外,由于股吧帖子长度较短,其迭代速度很快,通常一个帖子在3天之后就没有新回复了(祝宇,2018^[18])。在这种情绪环境下,即使出现有效信息,也很快会被大众情绪淹没。当信息的传递不再以严谨的逻辑推理与事实真相为依据时,信息的获取也不再举重若轻,信息的甄别难度进一步加大,如何在不可计数的信息中保持原有的理性思考也成为投资者的一大难题。

相比之下,雪球的运作模式更接近理性的信息传递,表现在以下几方面:一是雪球的用户专业素质较高,生产的论坛内容质量相对较高。雪球创立之初就注重引进“精英用户”(吴悦,2020^[37]),后续也注重扶持和培养专业的用户,产生了一大批具有专业投资素养和成功的经验的雪球大V,雪球的实名认证分类包括上市公司高管、券商分析师、专业媒体人等,可信度较高(陈浪南和苏湃,2017^[38])。根据伍韵(2016)^[36]的问卷调查结果,雪球用户多为具有丰富专业知识与实操经验的投资者,其中金融从业者占比达到19%,炒股5年以上的用户占比高达44%,雪球使用者的投资规模也大于一般股民群体的投资规模,59%和64%的受访者能判断宏观形势和理解财务报表,46%的被访者坚定相信自己原有的判断,选择跟随他人的投资者仅占14%,多数投资者相对理性。这些用户通过分享经验与心得,向普通投资者输出投资方法与理念,为雪球树立了良好的形象(祝宇,2018^[18]),为投资者获取高质量信息提供了更加便捷的渠道(陈浪南和苏湃,2017^[38])。雪球的用户更多

的是把股票交易当成一种理财方式,而股吧用户更多侧重于投机、注重短线交易(祝宇,2018^[18])。

二是雪球论坛的功能更加丰富,包括投资组合、实时晒单等特色功能,使信息传递途径更加丰富。投资组合能够实时显示组合管理人的调仓记录,并能够对超过10万个组合的收益进行实时排名;实时晒单则将用户真实的股票账户与雪球账户绑定,用户能够实时分享自己的实盘操作。根据伍韵(2016)^[36]的问卷调查结果,雪球论坛各版块给用户投资提供实质参考信息的情况如下:舆论传播(57%)、知名用户推荐(68%)、投资组合(70%)、实盘晒单(60%),尤其是投资组合和实盘晒单的信息指向性更明确。投资者在雪球上可以完成查数据、看资讯、买股票及基金的系列操作(祝宇,2018^[18])。雪球不仅是一个信息传递、交流的平台,更是一个投资理念、投资方法的输出地(伍韵,2016^[36]),相对来说更能抵挡大众情绪的干扰。

尽管雪球论坛的讨论更能传递信息,但股吧的讨论对我国资本市场的影响可能更强。这是因为股票投资需要扎实的投资知识和长期的实操经验,但是大部分个人投资者缺乏长期实操经验,难以解读经济环境或公司公告对股价的实际影响,因此会依靠股评家的评论或者社交媒体的买卖建议进行操作,受外界观点的影响比较明显(陈浪南和苏湃,2017^[38])。股吧的信息虽然更庞杂,情绪表现更重,但却更受我国个人投资者欢迎。这是由于股吧以内容为主导,使用户的发言最大化留存,最大程度降低用户发言的门槛;雪球以用户为主导,建立逆向筛选机制,隔绝下沉用户与下沉内容,市场上的大多数个人投资者都被隔绝在外(黄朋,2019^[39])。

根据上述分析,本文认为,信息传递与情绪宣泄效应在雪球论坛与股吧论坛中均存在,但雪球论坛更多体现为信息传递效应,股吧论坛更多体现为情绪宣泄效应,股吧对我国资本市场的影响更强。

本文以论坛的发帖量对股价行为的影响来验证信息传递,以发帖情绪对股价行为的影响来验证情绪宣泄,主要基于以下原因:一是带有情绪的发帖量并不等同于总发帖量。尽管情绪大量的宣泄会导致发帖量也随之增加,但在股票论坛中,带有情绪的发帖量往往仅占讨论总数的一部分,更多的讨论帖内容是来自于不带任何情绪的发帖。在本文数据样本中,平均而言,雪球论坛的发帖中仅有25.66%的帖子是带有情绪的,74.34%的发帖量为中性的讨论帖。股吧论坛

的情绪发帖占比会偏高一些,中性帖子占总发帖量比接近50%。二是股票论坛的发帖量和发帖情绪对投资者的影响并不相同,分别体现了信息传递和情绪渲染效应。姜杨和闫相斌(2015)^[40]指出,论坛信息包含了有价值的信息,或是反映出散户对于整个市场的情绪。研究一般采用发帖量来验证财经论坛与股票市场收益率之间的信息传递关系(姜杨和闫相斌,2015^[40];郑瑶等,2015^[41];董大勇和肖作平,2011^[42])。这些研究认为,论坛的发帖能够反映出与公司基本面特征以及股票市场活动有关的信息(Wysocki,1998^[43])。作为投资者信息交流的重要平台,其中产生的信息获取与吸收、信息交流与修正、认知形成与预期将影响投资者的投资决策,进而影响股票市场收益(姜杨和闫相斌,2015^[40])。本文用发帖量来衡量论坛投资者的信息交流,是将带有情绪的发帖以及大量的不带情绪且相关的发帖均视作为信息传递,不带情绪且相关的发帖是对上市公司股票走势及经营活动等方面的中性讨论,看涨和看跌的讨论也反映着投资者对被讨论的上市公司未来的预期。

此外,在我国个人投资者在金融市场投资者中所占比例巨大的特殊背景下,投资者的交易行为更易受到情绪驱动,同时也会导致大量噪音交易,导致我国股票市场运行存在较为明显的情绪推动因素(熊熊等,2020^[44])。论坛中带有情绪的发帖将在信息传递效果之外对投资者产生情绪渲染的效应,而情绪的过度乐观或悲观会造成股价偏离内在价值,引发股票的错误定价,最终导致股票特质风险上升(尹海员和寇文娟,2021^[45])。已有研究通常采用文本分析法分析帖子的内容性质来构建投资者情绪(肖争艳等,2019^[46];尹海员和吴兴颖,2021^[47])。因此,本文分别考察了总发帖量及发帖情绪对股票市场的影响,以验证社交媒体的两种效应。

据此,提出本文的假设1与假设2:

假设1a:雪球论坛更多体现为信息传递角色,雪球论坛的发帖量对个股股价行为的影响强于发帖情绪产生的影响。

假设1b:股吧论坛更多体现为情绪宣泄角色,股吧论坛的发帖情绪对个股股价行为的影响强于发帖量产生的影响。

假设2:股吧的情绪宣泄角色在我国股票市场处于主导地位,股吧论坛发帖情绪对个股股价行为的影响强于雪球发帖量产生的影响。

(二) 牛熊市、论坛发帖与股价行为

研究发现,受卖空限制、投机情绪、投资者风险偏好、交易心态等方面的影响,投资者在不同市场行情下的交易行为有较大差异,在牛市中更积极而在熊市中更稳健(何兴强和李涛,2007^[48];张金剑,2019^[49])。相应地,股票论坛的信息传递和情绪宣泄效应也会出现异质性效果:牛市中的情绪宣泄效应更明显,而熊市中的信息传递效应更强。具体分析如下:

首先,在投资者对盈余信息存在异质信念的情形下,中国股市禁止卖空的制度性缺陷将悲观投资者拒之门外,而乐观投资者推动股价高估,导致股票和市场都存在较大的投机性泡沫(陈国进等,2008^[50]),这将导致牛市中大量的乐观情绪不受限制地宣泄,而熊市中大量的悲观情绪被排除在市场之外。其次,牛市阶段股票市场的投机性更强、投资者更喜好风险。在牛市行情阶段,投资者在利好消息刺激下容易形成乐观预期、跟风买入,出于“追涨动机”盲目“补仓”,上涨的股票价格往往会进一步导致成交量大幅放大(于伟和尹敬东,2006^[51]),导致情绪宣泄效应增强。在熊市利空消息刺激下,投资者为避免面对损失不急于立即“减仓”或“清仓”,投资行为更加谨慎,股价波动减缓(何兴强和李涛,2007^[48];郭代玉珠,2017^[52]),信息效应更强。于伟和尹敬东(2006)^[51]通过对投资者的心理变化进行研究发现,投资者在牛市时对市场更加乐观,在股票买卖中更加激进,成交量显著大于熊市;而熊市中的投资者更加谨慎,股票的成交量也明显减少。潘焕焕(2009)^[53]针对不同时期的羊群效用进行具体分析,采用CCK模型得出了股市上涨时的羊群行为要显著强于股市下跌时的羊群行为,即投资者在牛市时容易盲目乐观,易受利好消息的煽动,同时投资者也更乐于分享“好消息”。第三,我国社会文化与西方国家不同,导致投资者的交易心态出现差异。西方投资者视金融市场为相对稳定的融资市场,而中国的投资者常将金融市场视为高风险高回报的投机场所。当西方股票价格上升时,投资者看到财富翻了一倍,放心度假去了,股市平稳;反之,股民感到危机,盲目地交易,股市趋于动荡。而当中国股票价格上升时,股民觉得机会来了,疯狂交易,股市走向动荡;反之,股民多半会被“套牢”,等待股票价格反弹,股市便趋于平稳(郑波,2009^[54]),导致牛市情绪过热,而熊市情绪反而相对平稳。

本文认为,牛市中投资者更加乐观,同时由于

“自我强化”的心理，投资者在财经论坛中更喜欢发布利好消息的帖子，这一时期的财经论坛更像是情绪狂欢的场所，情绪宣泄效应表现得更为明显。熊市中散户对投资更加谨慎理性，同时由于多数投资者处于亏损状态，财经论坛中看涨帖的数量骤减，发帖更为理性，信息传递效应表现得更为明显。进一步地，由于雪球论坛本身更多地表现为信息传递效应，预期在熊市中信息传递效应会增强更多。

据此，提出假设3：

假设3：论坛在熊市中的信息传递效应均增强，雪球和股吧的发帖量在熊市中的影响均高于牛市，其中雪球的影响力增强更多。

三、研究设计

(一) 数据来源

本文的样本区间为2013—2017年，选择该期间的原因如下：(1)雪球论坛的成立时间为2013年，故以2013年作为数据的起始期间。(2)2013—2017年出现了牛市、熊市和震荡行情，该期间覆盖了完整的股市周期。股吧的发帖数据和其他股票交易数据来自CNRDS数据库和RESSET数据库。本文对发帖情绪的处理过程如下：首先，利用Python爬虫抓取该期间雪球上每日帖子文本数据600多万条，选取3.6万条种子样本作为训练集，通过人工对数据进行逐条阅读分析^①，结合前后文及对语气的推测判定为看涨或看跌情绪的帖子；将关注这只股票但不带情绪的观点的帖子判断为看平情绪的帖子；将官方资讯、广告以及与相应股票无关的帖子判断为无关数据，并从样本中去除。其次，从3.6万种子样本中选出人工判定好的看涨、看跌以及看平观点的帖子各7200条（共21600条）作为训练样本，三类帖子各400条（共1200条）作为测试数据。再次，利用结巴中文分词系统将全部文本按词性拆成独立的词组集合，用

Gensim模型训练Word2vec词向量，将训练好的词向量嵌入卷积神经网络(CNN)，用CNN算法通过训练数据训练出准确度较高的模型，将模型判定的结果与人工判定的测试样本数据结果比对，模型的准确性达到81.92%，判定模型有效。最后，利用该训练模型对全部的文本逐一判断情绪。

(二) 关键变量定义

1. 股票收益率。

本文研究的被解释变量个股收益率($Return_{i,t}$)的计算公式为 $Return_{i,t} = (\text{日收盘价} - \text{前日收盘价}) / \text{日收盘价}$ 。

2. 发帖量。

本文对雪球发帖量($post_xq_{i,t}$)和股吧发帖量($post_gb_{i,t}$)分别采用对应论坛的帖子数+1取对数的处理方式。

3. 投资者情绪看涨指数。

本文根据Antweiler和Frank(2004)^[55]的构建方法定义情绪看涨指数，将每条帖子分为看涨、看平和看跌情绪，用 $pos_{i,t}$ 表示第 t 天看涨 i 股票的发帖量，用 $neg_{i,t}$ 表示第 t 天看跌 i 股票的发帖量。 $Bul_{i,t} = \ln \frac{1+pos_{i,t}}{1+neg_{i,t}}$ ，其中， $Bul_{i,t} > 0$ 表示看涨， $Bul_{i,t} = 0$ 表示看平， $Bul_{i,t} < 0$ 表示看跌，指标取值范围从负无穷至正无穷。

4. 控制变量。

通过借鉴以往学者对于投资者情绪对股票收益率的影响的研究，本文的控制变量包括公司规模($Ins-ize_{i,t}$)、流动性($Turnover_{i,t}$)以及时间的虚拟变量($Year$)。鉴于数据可得性，参考苏冬蔚和熊家财(2013)^[56]、米增渝和林雅婷(2018)^[57]的研究，本文使用日均换手率作为衡量股票流动性的指标。该指标的数值越大，说明股票流动性越好。具体的数据说明如表2所示。

表2 变量定义表

变量分类	变量名称	符号	变量定义
被解释变量	收益率	$Return$	(日收盘价-日开盘价)/日开盘价
	成交量	VOL	日成交量+1取对数

^① 我们将3.6万条种子样本交由8位有过股票真实交易或模拟交易经历的MPACC学生进行判定，每2位同学一组负责9000条数据的情绪判定。如果2位判定者对某条讨论帖的看涨看跌情绪判定出现分歧，则会让第3位人员参与判定，如果判定结果仍与前2位不一致，则会交给笔者进行判定确认。

续前表

变量分类	变量名称	符号	变量定义
解释变量	发帖量	$post_xq, post_gb$	日帖子总数+1 取对数, $post_xq$ 和 $post_gb$ 分别代表雪球和股吧论坛的发帖量
	投资者情绪看涨指数	Bul_xq, Bul_gb	参照 Antweiler 和 Frank (2004) ^[55] 对情绪看涨指数的构建方法, $Bul_{i,t} = \ln \frac{1+pos_{i,t}}{1+neg_{i,t}}$, Bul_xq 和 Bul_gb 分别代表雪球和股吧论坛的发帖情绪
控制变量	公司规模	$lnsize$	日总市值+1 取对数
	流动性	$Turnover$	日均换手率
	交易年份	$Year$	年度虚拟变量

(三) 研究模型

为研究投资者行为对股票市场的影响, 本文建立如下模型:

$$Return_{i,t}/VOL_{i,t} = \alpha_1 + \beta_1 post_{i,t}/Bul_{i,t} + \beta_2 Insize_{i,t} + \beta_3 Turnover_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, 解释变量 $post_{i,t}$ 和 $Bul_{i,t}$ 分别为个股发帖量和投资者情绪看涨指数, 分别包括雪球的个股发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 和情绪看涨指数 ($Bul_xq_{i,t}$)、股吧的个股发帖量 ($post_gb_{i,t}$) 和情绪看涨指数 ($Bul_gb_{i,t}$)。衡量股价行为的被解释变量 ($Return_{i,t}$) 包括股票收益率和股票成交量 ($VOL_{i,t}$)。控制变量包括公司规模 ($Insize_{i,t}$) 和股票流动性 ($Turnover_{i,t}$)。采用固定效应的面板模型, 并控制了年度效应。

四、实证结果与分析

(一) 描述性统计

1. 分板块的统计描述。

表 3 按板块对 2013—2017 年雪球和股吧论坛的发帖情况进行了分组统计。从表 3 中可以看出: 一是股吧的发帖量多于雪球, 为雪球发帖量的 1.564 倍。该现象在中小板和创业板表现得尤为明显, 分别达到

了 3.881 倍和 3.037 倍, 可见股吧相比雪球对中小创的股票更为关注。二是主板市场的发帖量最多, 中小板次之, 创业板最少, 说明投资者对主板市场的关注最多。三是雪球的情绪更积极 (正面帖子/负面帖子均高于 220%), 而股吧批判性更强 (正面帖子/负面帖子均在 140% 以下)。四是雪球与股吧对板块的观点差异较大, 雪球的正面帖子/总发帖的数值在不同板块间差异非常大 (从 12.93% 波动到 47.56%), 但股吧的正面帖子/总发帖数值在各个板块间相对稳定。

由于不同板块的上市公司数量不同, 为了更清楚地看到两类论坛对各板块上市公司的讨论偏好, 本文进一步将雪球和股吧对各板块的总发帖量、正面发帖量和负面发帖量除以对应板块的公司数量, 得到单家公司的平均发帖情况。如图 1 所示, 不论是雪球还是股吧, 主板的单家公司总发帖量、正面发帖量及负面发帖量均高于中小板和创业板公司。雪球论坛更关注主板公司, 雪球 70% 的讨论帖都是针对主板的上市公司, 对创业板和中小板关注相对较少。虽然股吧论坛也更关注主板公司, 但对三个板块上市公司的关注差异没有雪球论坛这么大, 关注量从主板、中小板到创业板上市公司梯度递减。

表 3 2014—2017 年发帖总体情况 (板块分组统计)

	雪球					股吧					股吧帖子总数/雪球帖子总数
	帖子总数	正面帖子	负面帖子	正面帖子/负面帖子	正面帖子/总发帖	帖子总数	正面帖子	负面帖子	正面帖子/负面帖子	正面帖子/总发帖	
主板	66 452 985	8 595 157	3 739 329	229.86%	12.93%	78 964 864	23 033 550	19 035 845	121.00%	29.17%	1.188
中小板	7 439 817	3 538 057	1 496 980	236.35%	47.56%	28 875 764	8 228 097	6 772 559	121.49%	28.49%	3.881
创业板	5 219 570	2 151 788	782 060	275.14%	41.23%	15 853 653	4 707 612	3 495 629	134.67%	29.69%	3.037
总计	79 112 372	14 285 002	6 018 369	237.36%	18.06%	123 694 281	35 969 259	29 304 033	122.75%	29.08%	1.564

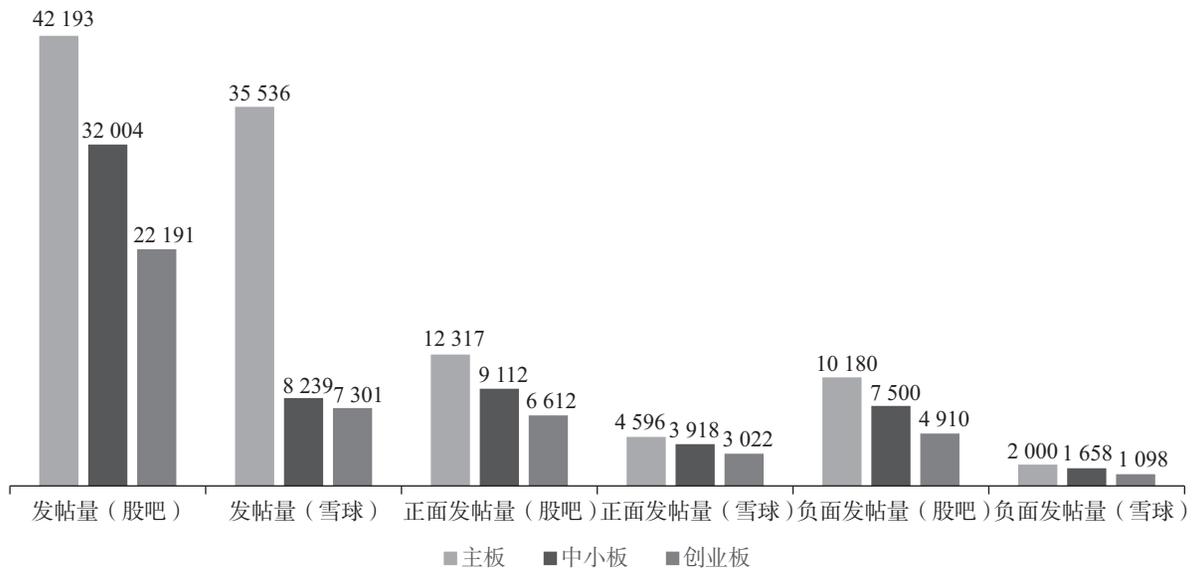


图1 2013—2017年各板块的单家上市公司平均发帖量

2. 分年份的统计描述。

表4对2013—2017年雪球和股吧的发帖情况进行了分年份的分组统计。结果显示：一是两大财经社区对上市公司的讨论覆盖率都比较大，雪球对个股的讨论覆盖率超过98%，股吧对个股的覆盖率超过99%。二是雪球和股吧在5年中看涨发帖量均高于看跌发帖量，雪球论坛看涨的帖子占比更高。三是历年发帖量相差较大，2015年股吧和雪球的发帖量均有较大幅度增长，尤其是雪球论坛增长幅度非常大

(2015年雪球论坛发帖量由2 352 911增长至12 101 627，与股吧论坛发帖量达到同一数量级)，这可能是由于市场处于震荡期，行情不稳定，导致投资者对股市关注增多。四是雪球与股吧在不同年份的观点差异较大。雪球论坛看涨发帖量占比多在40%以上，而股吧论坛看涨发帖量占比不高于35%；雪球论坛看跌发帖量占比最高只有20.22%，而股吧论坛看跌发帖量占比最高达到26.11%。

表4 2013—2017年发帖总体情况 (年份分组统计)

年份	公司总数	无发帖公司数	有发帖公司数	有发帖公司占比	总发帖量	看涨发帖量	看跌发帖量	看涨发帖量占比	看跌发帖量占比
PANEL A: 股吧论坛									
2013	2 489	15	2 474	99.40%	14 701 655	5 139 267	3 838 602	34.96%	26.11%
2014	2 613	20	2 593	99.23%	17 198 964	5 692 857	4 411 835	33.10%	25.65%
2015	2 827	12	2 815	99.58%	35 103 497	9 986 945	8 757 232	28.45%	24.95%
2016	3 052	17	3 035	99.44%	42 785 478	11 795 956	7 297 924	27.57%	17.05%
2017	3 485	12	3 473	99.66%	31 480 285	9 426 575	7 313 814	29.94%	23.23%
PANEL B: 雪球论坛									
2013	2 489	20	2 469	99.20%	904 709	409 030	119 134	45.21%	13.17%
2014	2 613	42	2 571	98.39%	2 352 911	948 973	386 603	40.33%	16.43%
2015	2 827	33	2 794	98.83%	12 101 627	6 478 690	2 416 695	53.54%	19.97%
2016	3 052	23	3 029	99.25%	6 865 595	3 214 472	1 342 107	46.82%	19.55%
2017	3 485	19	3 466	99.45%	8 672 749	3 233 837	1 753 830	37.29%	20.22%

表5展示了本文主要变量的描述性统计结果。股票日收益率 ($Return_{i,t}$) 的均值为0.13，最小值为-33.333，最大值为22.384；股票成交量 ($VOL_{i,t}$)

的均值为15.690，最小值为4.605，最大值为22.359。雪球论坛的发帖量 ($post_xq_i, t$) 均值为1.420，最小值为0，最大值为9.697，标准差为

1.208; 股吧发帖量 ($post_gb_{i,t}$) 的均值为 3.020, 高于雪球的发帖量均值, 最小值为 0.693, 最大值为 9.689, 标准差为 1.088。股吧情绪看涨指数 ($Bul_gb_{i,t}$) 的中位数为 0.167, 大于雪球情绪看涨指数

($Bul_xq_{i,t}$) 的中位数 0, 但股吧情绪看涨指数 ($Bul_gb_{i,t}$) 的均值 0.2 却小于雪球情绪看涨指数 ($Bul_xq_{i,t}$) 的均值 0.4, 可见股吧带有负面情绪的帖子更多。

表 5 变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Return</i>	3 325 084	0.130	2.241	-33.333	0.000	22.384
<i>VOL</i>	3 059 849	15.690	1.268	4.605	15.658	22.359
<i>post_xq</i>	3 115 278	1.420	1.208	0.000	1.386	9.697
<i>Bul_xq</i>	3 315 066	0.400	0.853	-5.412	0.000	5.951
<i>post_gb</i>	3 325 085	3.020	1.088	0.693	2.996	9.689
<i>Bul_gb</i>	3 325 085	0.200	0.761	-4.190	0.167	5.384
<i>lnsize</i>	3 325 084	22.720	0.984	19.920	22.592	28.617
<i>Turnover</i>	3 059 849	1.910	2.159	0.000	1.201	51.983

(二) 回归分析

1. 论坛发帖与股价行为

表 6 考察的是投资者发帖行为对股票成交量的影响。由表 6 列 (1)、列 (2) 结果可见, 雪球和股吧的论坛发帖量 ($post_xq_{i,t}$ 、 $post_gb_{i,t}$) 与股票成交量 ($VOL_{i,t}$) 均在 1% 的水平上显著相关, 即发帖量越多, 个股成交量越高。由于投资者存在“自我强化偏差”效应, 其产生了股票交易行为时, 倾向于在社交平台上发布更多的帖子强化观点, 当发布观点的投资者具有一定的影响力时, 会引发其他投资者的羊群模仿行为 (刘威, 2019^[58]), 因而市场对该股的需求增加, 成交量进一步放大。从表 6 列 (3)、列 (4) 可以看出, 雪球投资者情绪看涨指数 ($Bul_xq_{i,t}$) 与成交量 ($VOL_{i,t}$) 显著正相关。股吧情绪看涨指数 ($Bul_gb_{i,t}$) 与成交量 ($VOL_{i,t}$) 显著负相关, 与李婷 (2019)^[59]、陈晓红等 (2016)^[60] 的研究一致。成交量反映了投资者的交易意愿以及交易市场的买卖

强度 (易洪波等, 2016^[61]), 如果信息的接受者对于信息有认同感, 则会进一步加强信息接受者的判断, 促成信息接受者的交易 (陈浪南和苏湃, 2017^[38])。但由于股吧缺乏认证机制, 存在一些虚假消息和低俗语言, 投资者难以对有效信息进行甄别, 对信息的认同感低。投资者可能不会立刻对论坛中情绪化的言论或是流言进行交易, 但会参与激烈的讨论、交流以消化情绪, 在一定程度上减少了对股票交易市场的冲击。所以, 这些信息就不再通过复杂的交易行为来表现, 即交易量减少 (易洪波等, 2016^[61])。

更重要的是, 表 6 的列 (5) 显示, 雪球的发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 对股票成交量 ($VOL_{i,t}$) 的影响强于看涨情绪指数 ($Bul_xq_{i,t}$) 对成交量的影响, 支持了假设 1a, 初步印证了雪球论坛的信息传递角色。而股吧论坛的看涨情绪指数 ($Bul_gb_{i,t}$) 对成交量的影响为负, 从另一个侧面印证了股吧接近情绪宣泄的可能性。

表 6 雪球和股吧发帖行为与股票成交量

	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>post_xq</i>	0.224 *** (20.162)				0.168 *** (18.752)
<i>post_gb</i>		0.208 *** (27.813)			0.177 *** (27.569)
<i>Bul_xq</i>			0.038 *** (6.353)		0.016 *** (3.493)
<i>Bul_gb</i>				-0.018 *** (-9.445)	-0.021 *** (-11.741)

续前表

	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Insize</i>	0.344 *** (12.743)	0.418 *** (16.281)	0.526 *** (18.635)	0.534 *** (18.604)	0.285 *** (11.336)
<i>Turnover</i>	0.426 *** (26.001)	0.441 *** (27.480)	0.517 *** (30.186)	0.524 *** (30.491)	0.378 *** (24.253)
<i>_cons</i>	-0.134 *** (-10.192)	-0.085 *** (-6.666)	-0.086 *** (-6.171)	-0.088 *** (-6.267)	-0.115 *** (-9.218)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	482 966	503 317	502 927	503 317	482 966
<i>Adj. R²</i>	0.658	0.676	0.636	0.635	0.687

注：(1) 回归中的系数经过标准化处理。(2) 括号内数据为稳健标准误；***、**、* 分别表示显著性水平为 1%、5%、10%（双尾）。(3) 回归中控制了个体层面的 cluster 效应。下同。

表 7 检验了发帖行为与个股收益率的关系。表 7 的列 (1)~列 (4) 是针对雪球和股吧的投资者发帖量和看涨情绪指数 ($post_xq_{i,t}$ 、 $post_gb_{i,t}$ 、 $Bul_xq_{i,t}$ 、 $Bul_gb_{i,t}$) 的分别回归，列 (5) 则是将这些自变量一起加入回归，以比较各自的影响。从表 7 列 (5) 可以看出：(1) 雪球发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 对收益率 ($Return_{i,t}$) 的影响大于看涨情绪指数 ($Bul_xq_{i,t}$) 的影响，回归系数分别为 0.146 和 0.058，支持了假设 1a。(2) 股吧看涨情绪指数 ($Bul_gb_{i,t}$) 对收益率 ($Return_{i,t}$) 的影响大于发帖量 ($post_gb_{i,t}$) 的影响，系数分别为 0.180 和 -0.112，支持了假设 1b。(3) 对个股收益率 ($Return_{i,t}$) 影响最大的是股吧投资者情绪看涨指数 ($Bul_gb_{i,t}$)，对个股收益率的回归系数为 0.180，均大于雪球投资者情绪看涨指数 ($Bul_$

$xq_{i,t}$) 的回归系数 (0.058) 和雪球发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 的回归系数 (0.146)。这可能部分归因于股吧内容更加情绪化、更加迎合大部分个人投资者的特性，造成股吧情绪对市场的主导性更强的局面，支持了假设 2。(4) 雪球发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 比股吧发帖量 ($post_gb_{i,t}$) 对收益率 ($Return_{i,t}$) 的影响更强，系数方向相反。股吧的发帖量与股票收益率负相关的发现与 Antweiler 和 Frank (2004)^[55] 对 Yahoo! Finance 论坛的研究一致。这可能是因为股吧用户生产的内容质量不高，理性推理弱，投资者很难从其发布的信息中获取有用信息 (祝宇, 2018^[18])。上述结果基本印证了雪球的信息传递角色，而股吧更接近情绪宣泄角色，且股吧的情绪对股价的影响最大。

表 7 雪球和股吧发帖行为与股票收益率

	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>post_xq</i>	0.141 *** (25.603)				0.146 *** (24.936)
<i>post_gb</i>		-0.089 *** (-21.065)			-0.112 *** (-28.406)
<i>Bul_xq</i>			0.085 *** (17.742)		0.058 *** (15.880)
<i>Bul_gb</i>				0.182 *** (50.918)	0.180 *** (53.332)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	482 966	503 317	502 927	503 317	482 966
<i>Adj. R²</i>	0.031	0.029	0.030	0.053	0.066

注：受篇幅所限，控制变量未列表报告，下同。

2. 市场行情对投资者发帖行为的异质性影响。

参考熊艳和杨晶 (2017)^[62] 对于股票市场周期的划分, 仅以大熊市和大牛市作为牛熊市的划分标准, 将小幅波动的小熊市和小牛市划分为市场盘整阶段。基于上述讨论, 本文将 2014 年 7 月 18 日—2015 年 6 月 11 日和 2015 年 8 月 27 日—2015 年 12 月 25 日作为牛市, 将 2014 年 1 月 1 日—2014 年 7 月 17 日、2015 年 6 月 12 日—2015 年 8 月 26 日和 2016 年 2 月 2 日—2017 年 12 月 31 日作为熊市, 依此进行分组回归。

表 8 对不同行情下发帖行为与股票成交量的检验结果显示: (1) 根据列 (1)、(2)、(6)、(7), 相

比牛市, 熊市中雪球和股吧的发帖量 ($post_xq_{i,t}$ 、 $post_gb_{i,t}$) 对股票成交量 ($VOL_{i,t}$) 的影响均更大, 可见社交媒体讨论在熊市对股票的预测力会强于牛市。(2) 比较列 (5) 与列 (10), 雪球在熊市中的影响力要远大于牛市, 雪球的发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 在熊市中对成交量 ($VOL_{i,t}$) 的系数 (0.187) 大于牛市中对应系数 (0.111), 而股吧发帖量 ($post_gb_{i,t}$) 对股票成交量 ($VOL_{i,t}$) 的影响在牛熊市差异较小。这一结果也间接印证了雪球论坛以信息传递机制为主导, 而股吧论坛以情绪宣泄机制为主导的假设, 熊市中雪球的信息传递角色大大增强。

表 8 雪球和股吧投资者发帖行为与股票成交量 (不同行情)

	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL	VOL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	牛市					熊市				
$post_xq$	0.154 *** (10.440)				0.111 *** (9.709)	0.236 *** (20.514)				0.187 *** (20.007)
$post_gb$		0.165 *** (12.914)			0.144 *** (12.390)		0.201 *** (25.711)			0.162 *** (24.554)
Bul_xq			0.020 *** (3.314)		0.008 (1.465)			0.036 *** (6.194)		0.014 *** (3.230)
Bul_gb				-0.006 ** (-2.333)	0.002 (0.975)				-0.018 *** (-9.391)	-0.025 *** (-14.121)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	117 695	123 017	122 763	123 017	117 695	371 354	391 701	391 315	391 701	371 354
Adj. R ²	0.663	0.682	0.654	0.654	0.683	0.663	0.678	0.640	0.639	0.690

表 9 对于不同行情下发帖行为与股票收益率的检验结果显示: (1) 雪球和股吧论坛的发帖量 ($post_xq_{i,t}$ 、 $post_gb_{i,t}$) 对股票收益率 ($Return_{i,t}$) 回归系数的绝对值都是熊市大于牛市, 可见论坛在熊市中的信息传递效应均得到了增强。投资者在熊市中交易更加谨慎, 对待上涨态度更为理性, 倾向价值投资 (何兴强和李涛, 2007^[48]), 并且在熊市中成功的投

资者较为罕见, 他们都“报喜不报忧”, 因此减少了看涨的正面发言, 对其余投资者买股票的煽动性也减弱。(2) 熊市中雪球论坛的发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 对股价的影响比股吧论坛 ($post_gb_{i,t}$) 增加得更多, 甚至情绪看涨指数 ($Bul_xq_{i,t}$) 也大幅增加, 但仍未超过发帖量 ($post_xq_{i,t}$) 对股价的影响, 支持了假设 3。

表 9 雪球和股吧投资者发帖行为与股票收益率 (不同行情)

	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	牛市					熊市				
$post_xq$	0.124 *** (14.026)				0.131 *** (15.800)	0.184 *** (29.123)				0.190 *** (27.783)
$post_gb$		-0.113 *** (-15.654)			-0.109 *** (-15.923)		-0.089 *** (-19.452)			-0.124 *** (-28.501)

续前表

	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Bul_xq</i>			0.053 *** (11.449)		0.024 *** (5.385)			0.103 *** (18.082)		0.069 *** (16.247)
<i>Bul_gb</i>				0.152 *** (32.649)	0.135 *** (30.006)				0.178 *** (45.387)	0.174 *** (47.688)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	117 695	123 017	122 763	123 017	117 695	371 354	391 701	391 315	391 701	371 354
<i>Adj. R²</i>	0.036	0.034	0.031	0.048	0.057	0.036	0.029	0.032	0.051	0.071

(三) 稳健性测试

1. 变更情绪指标构建方法。

用公式 $Bul = \frac{pos - neg}{post}$ 替换情绪指标，对主要结果进行重新检验，实证结果维持不变。

2. 变更股票收益率的计算方法。

用公式 $Return = \frac{\text{当日收盘价} - \text{当日开盘价}}{\text{当日收盘价}}$ 替换股票收益率，对主要结果进行重新检验，实证结果维持不变。

(四) 进一步研究

1. 雪球与股吧发帖行为的因果关系检验。

为确定雪球和股吧发帖行为之间的因果关系，本文进行格兰杰因果关系检验。表 10 显示，股吧和雪球的发帖量与情绪看涨指数在 1% 的显著性水平上互为因果。上一日的股吧发帖量和情绪看涨指数在 1% 的显著性水平上是雪球当日发帖量和情绪看涨指数的因，但雪球的上一日情绪看涨指数不是股吧当日情绪看涨指数的格兰杰因，可见雪球与股吧论坛之间信息会互相传递，但雪球的情绪传导较弱。

表 10 雪球与股吧发帖行为的 Granger 因果检验结果

原假设	F 统计量	P 值
股吧的发帖量是雪球发帖量的因		
POST_GB does not Granger Cause POST_XQ	531.368	0.000 0 ***
L_POST_GB does not Granger Cause POST_XQ	229.661	0.000 0 ***
L2_POST_GB does not Granger Cause POST_XQ	230.434	0.000 0 ***
雪球的发帖量是股吧发帖量的因		
POST_XQ does not Granger Cause POST_GB	7 795.790	0.000 0 ***
L_POST_XQ does not Granger Cause POST_GB	422.980	0.000 0 ***
L2_POST_XQ does not Granger Cause POST_GB	336.674	0.000 0 ***

续前表

原假设	F 统计量	P 值
股吧的情绪看涨指数是雪球情绪看涨指数的因		
BUL_GB does not Granger Cause BUL_XQ	30.121	0.000 0 ***
L_BUL_GB does not Granger Cause BUL_XQ	10.922	0.000 0 ***
L2_BUL_GB does not Granger Cause BUL_XQ	3.653	0.025 9 **
雪球的情绪看涨指数是股吧情绪看涨指数的因		
BUL_XQ does not Granger Cause BUL_GB	49.949	0.000 0 ***
L_BUL_XQ does not Granger Cause BUL_GB	0.686	0.503 7
L2_BUL_XQ does not Granger Cause BUL_GB	0.488	0.613 8

注：*、**、*** 分别代表在 10%、5%、1% 的显著性水平上拒绝原假设。

为进一步探讨雪球与股吧之间的相互作用，本文进一步以成交量、公司规模、流动性和收益率为控制变量对上述变量进行回归分析，建立模型 (2) 和模型 (3)：

$$\begin{aligned}
 post_xq_{i,t} / Bul_xq_{i,t} = & \alpha_1 + \beta_1 post_gb_{i,t} / Bul_gb_{i,t} \\
 & + \beta_2 VOL_{i,t} + \beta_3 Insize_{i,t} \\
 & + \beta_4 Turnover_{i,t} + \beta_5 Return_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

$$\begin{aligned}
 post_gb_{i,t} / Bul_gb_{i,t} = & \alpha_1 + \beta_1 post_xq_{i,t} / Bul_xq_{i,t} \\
 & + \beta_2 VOL_{i,t} + \beta_3 Insize_{i,t} \\
 & + \beta_4 Turnover_{i,t} + \beta_5 Return_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3}$$

在表 11 中，本文将因变量作为 Y，将自变量作为 X，X 中的下标 i 表示滞后 i 期。结果显示：(1) 对于发帖量的信息传递效应，雪球对股吧的影响均强于股吧对雪球的影响，雪球对股吧当期的系数 (0.196) 大于股吧对雪球的回归系数 (0.112)，且上日雪球的发帖量对当日股吧的发帖量影响 (0.191) 大于上日股吧对雪球的影响 (0.072)，前两日的结果也是

雪球对股吧的传导性更强。由此可见，雪球的信息传递效应更领先，股吧对雪球的信息传导衰减得更快。
(2) 对于发帖情绪的渲染效应，无论是当期还是滞

后期，雪球情绪对股吧情绪的传导影响也都要更强一些。这些结果均反映出雪球论坛的影响力更持久，对股票论坛讨论内容起到了引领的作用。

表 11 雪球与股吧之间的相互影响

	Y	X	X_0	X_{-1}	X_{-2}
股吧→雪球	<i>post_xq</i>	<i>post_xq</i> <i>post_gb</i>	0.112 ***	0.460 *** 0.072 ***	0.327 *** 0.050 ***
雪球→股吧	<i>post_gb</i>	<i>post_gb</i> <i>post_xq</i>	0.196 ***	0.650 *** 0.191 ***	0.562 *** 0.151 ***
股吧→雪球	<i>Bul_xq</i>	<i>Bul_xq</i> <i>Bul_gb</i>	0.032 ***	0.367 *** 0.021 ***	0.328 *** 0.008 ***
雪球→股吧	<i>Bul_gb</i>	<i>Bul_gb</i> <i>Bul_xq</i>	0.041 ***	0.282 *** 0.033 ***	0.220 *** 0.014 ***

2. 投资者发帖行为对股市的持续性影响。

本文进一步研究了论坛发帖行为对股市的持续性影响。表 12 显示，雪球发帖量 (*post_xq_{i,t}*) 在第 60 天后对个股收益率 (*Return_{i,t}*) 影响依然显著，而股吧发帖量 (*post_gb_{i,t}*) 在第 30 天后对收益率的影响消失。这一结果与表 10 结果一致，股吧发帖量对股价的影响消失得更快。从表 13 可以看出，股吧情绪看涨指数 (*Bul_gb_{i,t}*) 对股票收益率 (*Return_{i,t}*) 的持续性影响同样显著弱于雪球 (*Bul_xq_{i,t}*)，雪球情

绪指数 (*Bul_xq_{i,t}*) 60 天内对股票收益率 (*Return_{i,t}*) 的影响均显著，而股吧情绪指数 (*Bul_gb_{i,t}*) 从第 14 天起影响就开始消失。因此，雪球发帖量和情绪看涨指数对股票收益率的持续性影响都强于股吧，这一结果说明雪球的信息传递效应更持久，而股吧的情绪宣泄内容迭代速度相对更快，生命周期短。发帖量和情绪看涨指数对成交量的影响与收益率类似，限于篇幅，不再一一赘述。

表 12 雪球和股吧论坛发帖量对股票收益率的持续性影响

	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>post_xq</i>	0.120 *** (22.704)	0.169 *** (30.813)	0.177 *** (30.947)	0.179 *** (27.326)	0.156 *** (14.617)					
<i>L7_post_xq</i>		-0.166 *** (-43.976)	-0.136 *** (-36.409)	-0.132 *** (-28.713)	-0.131 *** (-17.966)					
<i>L14_post_xq</i>			-0.081 *** (-26.066)	-0.073 *** (-18.489)	-0.033 *** (-4.271)					
<i>L30_post_xq</i>				-0.048 *** (-14.641)	-0.012 *** (-1.900)					
<i>L60_post_xq</i>					-0.035 *** (-5.784)					
<i>post_gb</i>						-0.130 *** (-37.425)	-0.106 *** (-24.854)	-0.110 *** (-24.429)	-0.120 *** (-22.683)	-0.136 *** (-15.230)
<i>L7_post_gb</i>							-0.019 *** (-5.630)	-0.024 *** (-7.124)	-0.066 *** (-14.335)	-0.134 *** (-16.258)
<i>L14_post_gb</i>								0.001 (0.527)	0.039 ** (9.980)	0.092 *** (12.342)
<i>L30_post_gb</i>									-0.022 * (-7.815)	-0.004 (-0.551)
<i>L60_post_gb</i>										-0.025 (-4.702)
<i>VOL</i>	0.093 *** (13.905)	0.110 *** (16.372)	0.129 *** (19.018)	0.157 *** (19.929)	0.113 *** (8.965)	0.197 *** (26.273)	0.187 *** (24.339)	0.202 *** (26.260)	0.245 *** (27.365)	0.237 *** (17.513)

续前表

	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Insize</i>	-0.126*** (-9.197)	-0.012 (-1.118)	0.004 (0.402)	-0.003 (-0.254)	0.005 (0.270)	-0.016 (-1.471)	0.001 (0.142)	-0.014 (-1.396)	-0.034*** (-2.676)	-0.007 (-0.363)
<i>Turnover</i>	0.097*** (13.351)	0.099*** (13.902)	0.094*** (13.281)	0.090*** (10.492)	0.077*** (5.864)	0.141*** (17.948)	0.136*** (17.383)	0.133*** (17.138)	0.132*** (14.534)	0.124*** (8.961)
<i>_cons</i>	0.030*** (6.774)	0.028*** (7.118)	0.047*** (12.432)	0.054*** (12.043)	-0.016** (-2.154)	0.058*** (15.061)	0.048*** (12.199)	0.064*** (15.857)	0.089*** (16.696)	0.053*** (5.855)
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	482 966	436 236	394 980	215 956	61105	50 3317	465 379	428 350	238 171	68 679
<i>Adj. R²</i>	0.032	0.039	0.042	0.051	0.041	0.036	0.033	0.036	0.048	0.055

表 13 雪球和股吧论坛投资者情绪对股票收益率的持续性影响

	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return	Return
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
<i>Bul_xq</i>	0.081*** (17.471)	0.097*** (21.146)	0.102*** (22.295)	0.101*** (21.201)	0.102*** (15.451)					
<i>L7_Bul_xq</i>		-0.058*** (-20.349)	-0.048*** (-17.608)	-0.037*** (-12.335)	-0.037*** (-7.189)					
<i>L14_Bul_xq</i>			-0.035*** (-15.427)	-0.032*** (-11.639)	-0.022*** (-4.578)					
<i>L30_Bul_xq</i>				-0.025*** (-9.155)	-0.019*** (-3.964)					
<i>L60_Bul_xq</i>					-0.028*** (-6.344)					
<i>Bul_gb</i>						0.185*** (51.753)	0.194*** (51.976)	0.190*** (50.916)	0.176*** (45.095)	0.182*** (33.614)
<i>L7_Bul_gb</i>							-0.036*** (-20.684)	-0.038*** (-21.435)	-0.046*** (-19.769)	-0.092*** (-22.420)
<i>L14_Bul_gb</i>								-0.010*** (-6.334)	-0.004* (-1.912)	0.001 (0.323)
<i>L30_Bul_gb</i>									0.002 (0.787)	0.004 (0.932)
<i>L60_Bul_gb</i>										-0.009** (-2.224)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	502 927	465 010	428 007	237 973	68 623	503 317	465 379	428 350	238 171	68 679
<i>Adj. R²</i>	0.032	0.033	0.036	0.044	0.043	0.057	0.058	0.059	0.063	0.068

3. 不同板块投资者发帖行为对股价的异质性影响。

Baker 和 Wurgler (2006)^[63] 研究发现, 投资者情绪对于新股、小市值股票、波动率高的股票、陷入困境或极具成长性的股票具有更大的影响。在我国的多层次资本市场中, 创业板通常被认为蕴含着更高的投资情绪 (张雅慧等, 2011^[64]), 而主板情绪相对最为

平稳。为考察不同板块中投资者发帖行为对股价的异质性影响, 表 14 将论坛发帖行为对主板、中小板与创业板的个股收益的回归结果进行了对比。结果显示, 雪球的情绪看涨指数 (*Bul_xq_{i,t}*) 和股吧的情绪看涨指数 (*Bul_gb_{i,t}*) 在投资者情绪最重的创业板中, 对股票收益率 (*Return_{i,t}*) 的影响最大, 其次是在中小板, 影响最弱的是主板。对第 (4) 栏、第

(10) 栏、第 (16) 栏和第 (5) 栏、第 (11) 栏、第 (17) 栏进行两两 Chow test 检验, 得到的 p 值均小于 0.1, 说明雪球的情绪看涨指数 ($Bul_xq_{i,t}$) 和股吧的情绪看涨指数 ($Bul_gb_{i,t}$) 系数在三个板块之间对股票收益率的影响差异是显著的。并且, 股吧的情绪 ($Bul_gb_{i,t}$) 在创业板的增量影响最强。而尽管发帖量

($post_{i,t}$) 对个股收益率 ($Return_{i,t}$) 的影响大小也为创业板>中小板>主板, 但创业板比中小板和主板的系数增加并不多。综上可得, 相比信息传递效应, 情绪宣泄效应对不同板块的影响有着更大的差异, 且股吧的情绪宣泄效应在投资者情绪最重的创业板板块中最强。

表 14 雪球和股吧的投资者发帖行为与股票收益率 (不同市场)

	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
	主板					中小板				
<i>post_xq</i>	0.286*** (22.677)		0.354*** (27.056)				0.284*** (10.326)		0.357*** (12.883)	
<i>post_gb</i>		-0.162*** (-17.499)	-0.222*** (-26.136)					-0.286*** (-13.339)	-0.329*** (-14.705)	
<i>Bul_xq</i>				0.158*** (15.393)		0.142*** (15.225)				
<i>Bul_gb</i>					0.353*** (47.218)	0.348*** (47.853)				
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>N</i>	396 508	414 223	396 508	413 833	414 223	413 833	69 550			
<i>Adj. R²</i>	0.032	0.029	0.038	0.030	0.052	0.056	0.028	0.032	0.039	
	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	<i>Return</i>	
	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	
	中小板					创业板				
<i>post_xq</i>				0.320*** (4.395)		0.429*** (6.516)				
<i>post_gb</i>					-0.356*** (-10.755)	-0.404*** (-11.501)				
<i>Bul_xq</i>	0.243*** (8.111)		0.214*** (8.295)				0.297*** (6.350)		0.252*** (6.649)	
<i>Bul_gb</i>		0.436*** (21.331)	0.426*** (21.959)					0.582*** (10.324)	0.565*** (10.418)	
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>Year FE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	
<i>N</i>	71 918	71 918	71 918	16 908	17 176	16 908	17 176	17 176	17 176	
<i>Adj. R²</i>	0.031	0.057	0.063	0.026	0.030	0.035	0.031	0.064	0.070	

五、结论

本文基于情绪宣泄和信息传递的双重视角, 选取 2013—2017 年雪球和股吧的讨论帖数据, 考察两类财经论坛中投资者发帖量和发帖情绪对股价行为的异质性影响。研究表明: (1) 雪球论坛更多体现为信息传递角色, 雪球论坛的发帖量强于发帖情绪对个股收益率、成交量的影响。(2) 股吧论坛更多体

现为情绪宣泄角色, 股吧论坛的发帖情绪对个股收益率的影响强于发帖量。(3) 股吧的情绪宣泄角色在我国股票市场处于主导地位, 股吧论坛发帖情绪对个股收益率的影响强于雪球发帖量产生的影响。(4) 论坛在熊市中的信息传递效应均增强, 雪球和股吧的发帖量在熊市中的影响均高于牛市, 其中雪球的信息传递角色大大增强。(5) 股吧和雪球的发帖量与情绪看涨指数相互影响、互为因果, 雪球与股吧

论坛之间信息会互相传递,雪球对股吧也会产生情绪传导,而股吧的信息传递和情绪渲染影响更快消逝。(6)雪球的信息传递效应更持久,雪球发帖量和情绪看涨指数对股票收益率的持续性影响都强于股吧,而股吧的情绪宣泄内容迭代速度相对更快,生命周期更短。(7)投资者发帖情绪在不同板块中对个股收益率的影响大小依次为创业板>中小板>主板,股吧的情绪在投资者情绪最强的创业板的影响最大。

本文研究表明,不同的财经论坛对金融市场的作用并不完全相同,传递信息与宣泄情绪并存,在不同的行情、板块中影响也各异,未来应当因势利导,引导财经论坛为资本市场提供更好的信息服务。基于此,本文提出以下相关建议:(1)由于投资者认识到自身的局限能帮助其有意识地降低外界环境对其决策的干

扰,帮助投资者了解情绪化的论坛讨论对其交易决策的影响,引导投资者在众多冗余信息中过滤情绪化信息,在各大财经论坛的讨论中取其精华、去其糟粕,将有助于强化投资者的理性投资行为。(2)我国的中小投资者基数非常大,专业性偏低,监管层应当进一步普及和加强投资者的专业教育,促进投资者理性投资,引导投资者关注有用的财经信息以做出正确决策。(3)随着社交媒体的发展和互联网用户基数的不断增加,财经论坛的数量和种类会继续增多,在纷繁复杂的社交媒体群中,监管层应打造、扶持优质论坛,甚至是设立官方的股票论坛,实现信息传递的引领作用。此外,监管部门对于论坛的情绪化宣泄导向可以进行适度的干预,设立相关的指标和相应的政府补助,鼓励论坛引导用户进行理性化的思考与讨论。

参考文献

- [1] 吴晓璐. 中国证监会主席易会满: 坚定注册制改革方向不动摇 积极创造符合市场预期的 IP 常态化 [N]. 证券日报, 2021-03-22.
- [2] 陈浪南, 陈文博. 中国股市非对称 V 字形处置效应的实证研究 [J]. 管理工程报, 2020 (1): 63-78.
- [3] Mary C G, John L G, Mary F W, et al. A Dyadic Study of Interpersonal Information Search [J]. Journal of the Academy of Marketing Science, 1998, 26 (2): 83-100.
- [4] Luis V C, Carlos F, Miguel G. Fundamentals of Trust Management in the Development of Virtual Communities [J]. Management Research News, 2008, 31 (5): 324-338.
- [5] Hochmeister M, Gretzel U, Werthner H. Destination Expertise in Online Travel Communities [M]//Cantoni L, Xiang Z. Information and Communication Technologies in Tourism, 2013: 218-229.
- [6] Chen M J, Chen C D, Farn C K. Exploring Determinants of Citizenship Behavior on Virtual Communities of Consumption: The Perspective of Social Exchange Theory [J]. International Journal of Electronic Business Management, 2010 (8): 195-205.
- [7] Daniel J C. Institutional Investing: How Social Media Informs and Shapes the Investing Process [EB/OL]. (2015-04-16) [2021-06-19]. <https://www.greenwich.com/asset-management/institutional-investing-how-social-media-informs-and-shapes-investing-process>.
- [8] Bryan B. How Investors Are Using Social Media to Make Money [EB/OL]. (2016-06-09) [2021-06-08]. <http://www.cnbc.com/2016/06/09/how-investors-are-using-social-media-to-make-money.html>.
- [9] Bin G, Prabhudev K, Alex L, et al. Identifying Information in Stock Message Boards and Its Implications for Stock Market Efficiency [EB/OL]. (2006-12-15) [2021-06-05]. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.205.8039&rank=1&q=Identifying%20Information%20in%20Stock%20Message%20Boards&osm=&ossid=>
- [10] 黄娟娟, 肖珉. 信息披露、收益不透明度与权益资本成本 [J]. 中国会计评论, 2006 (1): 69-84.
- [11] 陆瑶, 沈小力. 股票价格的信息含量与盈余管理——基于中国股市的实证分析 [J]. 金融研究, 2011 (12): 131-146.
- [12] 魏丽雅. 投资者关注度对股票流动性和市场表现的影响 [D]. 南京大学, 2013: 19-22.
- [13] 岑维, 李士好, 董娜琼. 投资者关注度对股票收益与风险的影响——基于深市“互动易”平台数据的实证研究 [J]. 证券市场导报, 2014 (7): 40-47.
- [14] 张克旭. 社交媒体在疫情危机风险传播中的核心作用与传播机制 [J]. 新闻与传播评论, 2020 (3): 26-35.
- [15] 丁志国. 证券市场有效性研究 [D]. 长春: 吉林大学, 2004: 43-44.
- [16] 任海云. 股权结构与企业 R&D 投入关系的实证研究——基于 A 股制造业上市公司的数据分析 [J]. 中国软科学, 2010 (5): 126-135.
- [17] 池丽旭, 庄新田. 中国证券市场的投资者情绪研究 [J]. 管理科学, 2010 (3): 79-87.
- [18] 祝宇. 在线社交学习对投资行为与资产定价影响的研究 [D]. 杭州: 浙江大学, 2018: 37-41.
- [19] 金雪军, 祝宇, 杨晓兰. 网络媒体对股票市场的影响——以东方财富网股吧为例的实证研究 [J]. 新闻与传播研究, 2013 (12): 36-51, 120.
- [20] Edward M, Saunders Jr. Stock Prices and Wall Street Weather [J]. The American Economic Review, 1993, 83 (5): 1337-1345.
- [21] David H, Tyler S. Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather [J]. Journal of Finance, 2003, 58 (3): 1009-1032.
- [22] 陈健, 曾世强. 投资者情绪对股票价格波动的影响研究 [J]. 价格理论与实践, 2018 (7): 99-102.

- [23] 姚远, 王瑞倩. 宏观经济、投资者情绪与股指收益率的非对称性研究 [J]. 价格理论与实践, 2021 (1): 124-127, 174.
- [24] 林毅夫. 自生能力、经济转型与新古典经济学的反思 [J]. 经济研究, 2002 (12): 15-24, 90.
- [25] 杜莹, 刘立国. 股权结构与公司治理效率: 中国上市公司的实证分析 [J]. 管理世界, 2002 (11): 124-133.
- [26] 阎庆民. 以新理念引领新发展 投资者保护工作迈上新台阶——阎庆民副主席在首届中小投资者服务论坛上的讲话 [J]. 投资者, 2018 (4): 3-8.
- [27] 张祚超, 张永杰, 沈德华, 张维. 大众媒体与新媒体信息传递对中国股市收益波动的影响 [J]. 中国管理科学, 2021 (6): 238-248.
- [28] 朱孟楠, 梁裕珩, 吴增明. 互联网信息交互网络与股价崩盘风险: 舆论监督还是非理性传染 [J]. 中国工业经济, 2020 (10): 81-99.
- [29] 谭松涛, 阚钰, 崔小勇. 互联网沟通能够改善市场信息效率吗? ——基于深交所“互动易”网络平台的研究 [J]. 金融研究, 2016 (3): 174-188.
- [30] 段江娇, 刘红忠, 曾剑平. 中国股票网络论坛的信息含量分析 [J]. 金融研究, 2017 (10): 178-192.
- [31] 杜诗雨, 齐佳音. 在线社交网络结构对信息传播的影响研究——以北京邮电大学某实验室为例 [J]. 北京邮电大学学报 (社会科学版), 2013 (6): 1-7.
- [32] 原源. 变幻的螺旋: 社会舆论形成的复杂性与多样性——网络时代“沉默的螺旋”面临的挑战 [J]. 山西师大学报 (社会科学版), 2011 (2): 152-154.
- [33] 周权. 信息不对称对市场经济的影响 [J]. 中国信息导报, 2002 (1): 20-22.
- [34] 黄磊. “后真相”时代媒体对公众情绪表达的引导 [J]. 传媒, 2019 (16): 90-93.
- [35] 王雅楠. “后真相”时代: 作为制造者的媒介 [J]. 中南大学学报 (社会科学版), 2018 (2): 172-178.
- [36] 伍韵. 财经网络社区对投资者行为影响的调研报告 [D]. 杭州: 浙江大学, 2016: 12-40.
- [37] 吴悦. 在线社交学习对投资者行为影响研究 [D]. 上海财经大学, 2020: 1-2.
- [38] 陈浪南, 苏湃. 社交媒体对股票市场影响的实证研究 [J]. 投资研究, 2017 (11): 17-35.
- [39] 黄朋. 雪球用户增长的最大突破口: 下沉 [EB/OL]. (2019-08-14)[2021-06-26]. <https://xueqiu.com/9117843738/131081291>.
- [40] 姜杨, 闫相斌. 基于信息结构视角的网络论坛与股票市场之间信息传递关系研究 [J]. 南方经济, 2015 (11): 36-52.
- [41] 郑瑶, 董大勇, 朱宏泉. 网络证券信息交流减弱股市羊群效应吗: 基于中国证券市场的分析 [J]. 管理评论, 2015 (6): 58-67.
- [42] 董大勇, 肖作平. 交易市场与网络论坛间存在信息传递吗? [J]. 管理评论, 2011 (11): 3-11.
- [43] Wysocki P D. Cheap Talk on the Web: The Determinants of Postings on Stock Message Boards [J]. University of Michigan Business School Working Paper, No. 98025, 1998: 35.
- [44] 熊熊, 许克维, 沈德华. 投资者情绪与期货市场功能——基于沪深300股指期货的研究 [J]. 系统工程理论与实践, 2020 (9): 2252-2268.
- [45] 尹海员, 寇文娟. 基于朴素贝叶斯法的投资者情绪度量及其对股票特质风险的影响 [J/OL]. (2021-10-03)[2021-10-03]. <https://doi.org/10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2021.0028>.
- [46] 肖争艳, 周欣锐, 周仕君. 网络情绪能够影响股市羊群效应吗? [J]. 财经问题研究, 2019 (9): 62-71.
- [47] 尹海员, 吴兴颖. 投资者日度情绪、订单流不均衡与股票流动性 [J/OL]. (2021-07-30)[2021-08-12]. <https://doi.org/10.16381/j.cnki.issn1003-207x.2020.1754>.
- [48] 何兴强, 李涛. 不同市场态势下股票市场的非对称反应——基于中国上证股市的实证分析 [J]. 金融研究, 2007 (8): 131-140.
- [49] 张金剑. 投资者情绪对股票市场收益影响的实证研究 [D]. 济南: 山东大学, 2019: 11-12.
- [50] 陈国进, 张貽军, 王景. 异质信念与盈余惯性——基于中国股票市场的实证分析 [J]. 当代财经, 2008 (7): 43-48.
- [51] 于伟, 尹敬东. 我国股票市场量价关系的实证研究——基于牛市、熊市和盘整市不同情况下的比较分析 [J]. 南京财经大学学报, 2006 (1): 64-69.
- [52] 郭代玉珠. 投资者情绪与波动率非对称性 [J]. 财经科学, 2017 (11): 43-52.
- [53] 潘焕焕. 中国股票市场羊群行为实证分析 [J]. 商业时代, 2009 (36): 79-82.
- [54] 郑波. 金融市场的微观动力学及其数值模拟研究 [J]. 管理学报, 2009 (12): 1608-1613.
- [55] Antweiler W, Frank M Z. Is All That Talk Just Noise? The Information Content of Internet Stock Message Boards [J]. Journal of Finance, 2004, 59 (3): 1259-1294.
- [56] 苏冬蔚, 熊家财. 股票流动性、股价信息含量与CEO薪酬契约 [J]. 经济研究, 2013 (11): 56-70.
- [57] 米增渝, 林雅婷. 公司治理、股票流动性与公司价值——以我国新三板市场创新层为例 [J]. 投资研究, 2018 (2): 147-156.
- [58] 刘威. 面向微博话题的用户影响力与短文本情感的研究 [D]. 苏州大学, 2019: 9-22.
- [59] 李婷. 基于文本分析的投资者情绪与股市收益实证研究 [D]. 重庆大学, 2019: 30-33.
- [60] 陈晓红, 彭宛露, 田美玉. 基于投资者情绪的股票价格及成交量预测研究 [J]. 系统科学与数学, 2016 (12): 2294-2306.
- [61] 易洪波, 李梦璐, 董大勇. 投资者情绪与成交量: 基于网络论坛证据的分析 [J]. 商业研究, 2016 (8): 58-64.
- [62] 熊艳, 杨晶. 媒体监督与IPO业绩变脸: 甄别、传导还是治理 [J]. 财贸经济, 2017 (6): 66-79.
- [63] Baker M, Wurgler J. Investor Sentiment and the Cross-section of Stock Returns [J]. The Journal of Finance, 2006, 61 (4): 1645-1680.
- [64] 张雅慧, 万迪昉, 付雷鸣. 媒体报道、投资者情绪与IPO抑价——来自创业板的证据 [J]. 山西财经大学学报, 2011 (9): 42-48.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

央行抵押品框架的普惠效应

——基于新三板小微企业的经验证据

The Inclusive Effect of the Central Bank's Collateral Framework: Based on the Empirical Evidence of SMEs on the New Third Board

郭红玉 耿广杰

GUO Hong-yu GENG Guang-jie

[摘要] 国际金融危机之后,美联储和欧洲中央银行(欧央行)等发达经济体的央行货币政策由基于国债等优质抵押品调控短期政策利率目标转向直接购买特定金融资产调整中长期利率以及调整抵押品框架维护金融稳定,央行抵押品框架成为货币政策框架调整的重要内容之一。本文基于2018年第二季度中国人民银行将小微企业贷款纳入抵押品框架这一事件,使用PSM-DID模型研究货币政策框架调整背景下人民银行抵押品框架的普惠效应。研究表明,将小微企业贷款纳入央行抵押品框架显著提高了小微企业信贷可得性,并降低了小微企业信贷融资成本。异质性分析表明,央行抵押品框架的普惠效应在数字金融发展高水平区域和东、西部地区表现得更为明显。本文建议货币当局可以结合我国货币政策操作和流动性结构性缺口现状,适当拓宽抵押品框架边界,更好地发挥抵押品框架的结构性调控作用。

[关键词] 抵押品框架 普惠效应 信贷可得性 信贷融资成本

[中图分类号] F822.0 F276.3 F276.5 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0046-13

Abstract: After the international financial crisis, the monetary policies of the central banks of developed economies represented by the Federal Reserve and the European Central Bank have shifted from regulating short-term policy of interest rate targets based on high-quality collateral such as government bonds to direct purchase of specific financial assets to adjust medium and long-term interest rates and adjust the collateral framework to maintain financial stability. The central bank's collateral framework has become one of the important elements in the adjustment of the monetary policy framework. We use the PSM-DID model to study the inclusive effect of the PBOC's collateral framework under the background of the PBOC including SMEs loans into the collateral framework in the second quarter of 2018. Conclusively, we find central bank's collateral framework significantly improves the availability of SMEs credit and reduces the cost of SMEs credit financing. We also find the inclusive effect of the central bank's collateral framework is more obvious in areas with high levels of digital finance development and in the eastern and western regions. Therefore, it is suggested that the monetary authorities could appropriately expand the boundary of collateral in light of my country's monetary policy operations and the current situation of the structural liquidity gap to better play the role of structural regulation by the collateral framework.

Key words: Collateral framework Inclusive effect Credit availability Credit financing cost

[收稿日期] 2021-09-14

[作者简介] 郭红玉,女,1963年2月生,对外经济贸易大学金融学院教授,经济学博士,研究方向为货币政策、央行抵押品框架;耿广杰,男,1990年5月生,对外经济贸易大学金融学院博士研究生,研究方向为货币政策、央行抵押品框架。本文通讯作者为郭红玉,联系方式为 guoquohy@sina.com。

[基金项目] 国家社会科学基金项目“稳增长背景下我国利率传导机制改革和效果研究”(项目编号:20BJY245);校级新冠肺炎疫情研究专项“疫情冲击背景下疏通货币政策传导机制发挥金融稳增长作用研究”(项目编号:20YQ14);对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

央行抵押品框架在现代货币和金融系统中占据核心地位 (Nyborg, 2017^[1]), 但其对货币政策传导机制和货币市场运作的影响往往被忽视 (Fegatelli, 2010^[2])。国际金融危机之后, 以美联储和欧洲中央银行 (欧央行) 为代表的发达经济体央行货币政策框架和央行角色发生显著变化: 货币政策框架由基于国债等优质抵押品调控短期政策利率目标转向央行直接购买相关金融资产调整中长期利率和调整抵押品框架维护金融稳定; 而央行角色从最后贷款人转向直接购买特定金融资产和接受低流动性、低质量金融资产作为抵押品以维护金融稳定的最后做市商 (Buiter 和 Sibert, 2008^[3])。一方面, 受零利率下限约束, 依靠国债等优质抵押品调控短期政策利率难以实现预定的通货膨胀目标, 发达经济体央行普遍采取直接购买金融资产的量化宽松政策 (QE), 利率政策与资产负债表政策“脱钩” (Borio, 2009^[4])。另一方面, 金融市场受到抵押品约束, 基于国债等抵押品执行公开市场操作和常备借贷便利的“狭义”抵押品框架难以实现金融稳定目标, 发达经济体央行采取扩大央行抵押品范围的“广义”抵押品框架 (BIS, 2013^[5]), 央行抵押品框架实现扩容^①。因此, 央行抵押品框架成为金融危机以来央行货币政策框架调整的重要内容之一。

在发达经济体央行货币政策框架调整的背景下, 中国人民银行的货币政策框架也发生新的变化, 货币政策框架从数量型货币政策向价格型货币政策过渡的同时, 更加注重结构性货币政策的经济效应。但与发达经济体央行不同, 人民银行货币政策框架发生变化的背景为货币政策传导不畅导致的流动性结构性短缺。为应对基础货币投放渠道转变带来的流动性结构性缺口, 人民银行于2013年和2014年分别创新了常备借贷便利、中期借贷便利和抵押补充再贷款等各类结构性货币政策工具, 并于2018年12月19日设立定向中期借贷便利, 目的在于疏通货币政策传导机制、引导资金流向国民经济薄弱环节和重点支持领域。值得关注的是, 这些结构性货币政策工具实施的必要前提是央行交易对手方 (合格金融机构) 需要

以合格抵押品作为获取央行贷款的担保, 目的在于降低央行交易对手违约风险带来的央行资产负债受损 (Bindseil, 2014^[6]; Rule, 2012^[7])。2015年, 为引导地方金融机构扩大对“三农”、小微企业信贷投放, 降低社会融资成本, 人民银行决定在上海、天津等9省份继续推广信贷资产质押再贷款试点, 将符合央行内部评级的地方金融机构合格信贷资产纳入央行抵押品框架。2018年6月1日, 人民银行抵押品框架得到了进一步扩容, 本次扩容的合格担保品包括: 不低于AA级的小微企业、绿色和“三农”金融债券, AA+、AA级公司信用类债券, 优质的小微企业贷款和绿色贷款。同年6月28日, 人民银行继续调整抵押品框架, 决定将不低于AA级的小微、绿色和“三农”金融债, AA+、AA级公司信用类债券、正常类普惠口径小微贷款和绿色贷款等资产纳入信贷政策支持再贷款和常备借贷便利担保品范围。从近年来我国货币当局抵押品框架扩容的合格资产标的来看, 人民银行更加注重抵押品框架的定向调控作用, 引导货币资金流向小微企业等国民经济薄弱环节和重点支持领域, 试图缓解相关企业的融资难、融资贵问题。这与2019年国务院常务会议提出的“缓解民营企业、小微企业融资难、融资贵”问题相一致。除了上述结构性货币政策和央行抵押品框架调整, 人民银行于2014年和2015年针对小微企业融资难、融资贵问题现状进行了较为频繁的定向降准, 定向降准也成为缓解小微企业融资难、融资贵问题的重要货币政策工具。因此, 本文从央行抵押品框架角度研究将某类合格资产 (如小微企业贷款) 纳入央行抵押品框架是否会缓解相关企业的融资难、融资贵问题, 进而实现货币政策的定向调控目标? 其背后的理论机制又是什么?

本文研究的央行抵押品框架普惠效应与普惠金融的“普惠”理念基本一致, 落脚点都在小微企业等信贷缺口实体。2015年年底, 国务院印发《推进普惠金融发展规划 (2016—2020)》, 提倡发展普惠金融, 提高小微企业贷款覆盖率, 降低小微企业贷款成本。区别于从微观角度研究普惠金融对小微企业金融支持的相关文献 (喻微锋等, 2020^[8]; 张勋等, 2019^[9]), 本文从宏观货币政策角度研究央行抵押品框架支持小微企业信贷融资的普惠效应。

① 以美联储和欧央行为代表的发达经济体央行抵押品扩容主要包括以下几个方面: 合格抵押品的类别扩大; 合格抵押品的计价币种扩大; 合格抵押品的评级和折扣率下调; 抵押品框架的合格交易对手方扩大。

基于以上分析,本文以新三板小微企业作为研究对象,使用倾向得分匹配-双重差分模型研究央行抵押品框架对小微企业信贷可得性和信贷融资成本的影响。研究发现,将小微企业贷款纳入人民银行抵押品框架能显著提高小微企业的信贷可得性,并降低小微企业的信贷融资成本,有效缓解了小微企业融资难、融资贵问题。

本文的主要贡献在于:第一,基于国内外货币政策抵押品框架调整的新视角,研究了央行抵押品框架对信贷供给的促进作用;第二,基于央行抵押品框架这一独特视角,首次研究了人民银行将小微企业贷款纳入抵押品框架带来的普惠效应;第三,总结并补充了央行抵押品框架影响小微企业信贷融资的其他微观理论机制;第四,结合数字金融发展水平和地理区域差异,进一步研究了央行抵押品框架普惠效应的异质性特征。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分为文献综述与评述;第三部分为机制分析与研究假设;第四部分为研究设计;第五部分为实证分析;第六部分为异质性分析与稳健性检验;第七部分为结论与政策建议。

二、文献综述与评述

国际金融危机和欧债危机之后,以美联储和欧央行为代表的发达经济体央行抵押品框架不断调整(Cheun等,2009^[10];Eberl和Weber,2014^[11])。众多学者从多个方面对金融危机后的央行抵押品框架进行研究,尤其关注央行抵押品框架对信贷供给和实体经济的影响。通过构建世代交叠模型,Ashcraft等(2011)^[12]发现央行抵押品折扣率(Haircut)下降会降低资产收益率和刺激经济活动,并且其政策效力优于传统利率工具。Koulischer和Struyven(2014)^[13]通过模型推导发现央行抵押品框架可以降低利差,缓解信贷紧缩并增加产出。随着研究的不断深入和数据可获得性增加,央行抵押品框架影响银行信贷供给和实体经济的实证研究开始涌现。Bignon和Jobst

(2017)^[14]发现央行将合格抵押品范围扩大到任何安全资产或有偿付能力的市场主体会降低违约率并有效缓解经济危机。Barthélémy等(2017)^[15]研究表明欧央行抵押品框架调整能有效缓解欧债危机对银行等信用机构的冲击和实体经济部门信贷紧缩,并降低贷款利率, Van Bakkum等(2017)^[16]同样研究了央行抵押品框架对银行信贷的积极影响。通过将理论模型与实证分析结合,Cassola和Koulischer(2019)^[17]发现欧央行抵押品折扣率下降会提高银行对信贷资产的配置并降低银行融资成本。随着我国央行抵押品框架的不断扩容,国内学者也开展了相关研究。王永钦和吴炯(2019)^[18]发现人民银行抵押品框架扩容显著降低了相关企业融资成本,而其他学者则从担保品稀缺性和绿色金融角度出发得出了类似结论(黄振和郭晔,2021^[19];李欣越和徐涛,2021^[20];陈国进等,2021^[21])。与前述不同,郭晔和房芳(2021)^[22]通过关注人民银行担保品框架对绿色信贷的影响,发现担保品框架有效缓解了绿色企业融资难、融资贵问题。

央行抵押品框架确立的初衷是防范道德风险和保障央行财务安全。国际金融危机之后,央行抵押品框架调整主要包含将某一类金融资产纳入央行抵押品框架、将抵押品框架应用到内含结构性特征的非常规货币政策^①以及特定抵押品折扣率和评级调整(BIS,2013^[5];Weber,2017^[23])。因此,央行抵押品框架调整在金融危机后具有明显的结构特征,发挥的作用与结构性货币政策工具的定向调控功能类似。张晓慧等(2020)^[24]对美联储、欧央行和英格兰银行金融危机期间的结构性货币政策进行较为系统的梳理,国内结构性货币政策则主要聚焦借贷便利类货币政策工具和定向降准等。现有研究表明,结构性货币政策能够有效缓解小微企业融资约束、优化信贷结构和促进产业结构升级(李建强和高宏,2019^[25];笄哲,2020^[26];彭俞超和方意,2016^[27])。余振等(2016)^[28]发现抵押补充贷款在降低中期利率水平和减少社会融资成本方面具有阶段性特征。孔丹凤和秦

① 美联储在2008年国际金融危机期间创立了多个带有结构性特征的非常规货币政策工具。一级交易商借贷便利(PDCF)合格抵押品除了公开市场操作合格抵押品和投资级证券,美联储进一步将PDCF适用的合格抵押品范围扩展至任何三方回购抵押品。定期拍卖便利(TAF)适用的抵押品和折扣率与贴现窗口一级信贷便利一致。短期证券借贷便利(TSLF)本质上是一个抵押品互换工具,在TSLF的具体实施中分为两个阶段:第一个阶段,美联储合格交易对手方可以使用公开市场操作的合格抵押品通过TSLF向美联储换取国债;第二个阶段,除了公开市场操作适用的合格抵押品,私人住宅或商业抵押贷款支持的高评级(aaa)MBS,以及其他ABS也可视为交换美联储持有国债的抵押品。另外,央行合格交易对手方从货币共同基金市场购买的以美元计价且评级在A级以上的资产支持商业票据可作为AMLF和MMIFF的合格抵押品(Weber,2017^[23])。

大忠 (2007)^[29] 研究表明定向中期借贷便利具备“调结构、降成本”的功效,能够缓解小微、民营企业融资约束,降低融资溢价。与借贷便利类等结构性货币政策相比,定向降准的“数量型”“结构性”和“精准性”特征更加明显。郭晔等 (2019)^[30]、孔东民等 (2021)^[31]、钱水土和吴卫华 (2020)^[32] 发现定向降准显著增加了小微企业的信贷可得性。然而,冯明和伍戈 (2018)^[33] 认为定向降准新释放的可贷资金大部分流向非定向部门,定向降准并非解决小微企业等定向部门融资贵问题的根本性举措,需要与其他政策相配合 (马理等, 2015^[34])。

央行抵押品框架普惠效应的落脚点在于缓解小微企业融资难、融资贵问题。近些年来,国内学者主要从金融科技和前文阐述的结构性货币政策两个角度研究小微企业信贷融资约束问题。鉴于小微企业财务信息缺乏,信息不对称问题较为严重,金融科技可以通过缓解信息不对称的风险管理机制和整合软硬信息的贷款技术改进机制提高小微企业信贷可得性 (盛天翔和范从来, 2020a^[35])。通过理论模型和文本挖掘法,盛天翔和范从来 (2020b)^[36] 研究表明金融科技有助于银行小微企业信贷供给。郭丽虹和朱柯达 (2021)^[37] 发现银行运用金融科技手段显著提高了其小微企业普惠贷款意愿。周光友等 (2020)^[38] 认为金融科技创新通过发挥普惠效应

服务小微企业融资。基于数字金融视角,梁琦和林爱杰 (2020)^[39] 发现小微企业使用数字金融能够缓解融资约束。

基于以上研究可以发现,国外学者更多关注金融危机后中行抵押品框架对信贷供给和实体经济的影响,缺乏对中行抵押品框架的结构性作用进行探讨;国内学者虽然关注定向降准等结构性货币政策的定向调控功能,但更多关注小微企业融资难问题,对小微企业融资贵问题研究较少,并且国内学者关于央行抵押品框架的研究主要涉及债券市场和绿色信贷市场,并未涉及小微企业信贷市场。因此,本文主要研究我国央行抵押品框架对小微企业信贷可得性 (融资难) 和信贷融资成本 (融资贵) 的影响及作用机制。

三、机制分析与研究假设

现有研究认为央行抵押品框架影响金融市场和实体经济的作用机制主要为稀缺性渠道 (D'Amico 等, 2018^[40]; De Roure, 2016^[41]; Williamson, 2016^[42]), 即将某类金融资产纳入央行抵押品框架导致该资产在市场上的相对稀缺性,推高了该资产的相对价格,资产收益率下降,从而降低相关企业的融资成本。本文认为央行抵押品框架主要通过合格抵押品“结构性”渠道和“资格溢价”渠道影响小微企业实体的信贷可得性和信贷融资成本,具体如图 1 所示。

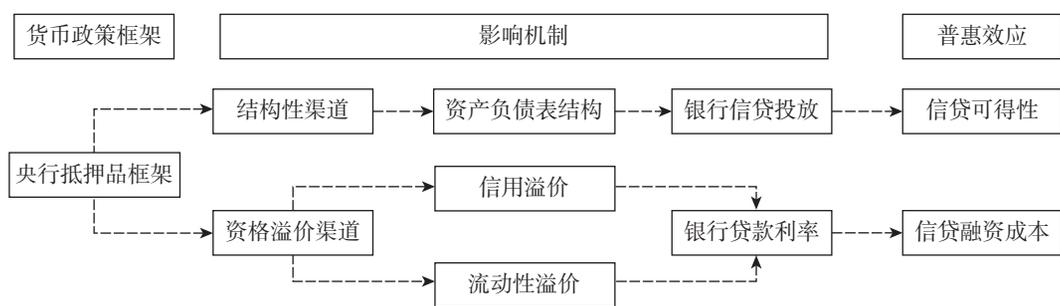


图 1 央行抵押品框架普惠效应的影响机制

(一) 合格抵押品结构性渠道与小微企业信贷可得性

结构性渠道通常反映中央银行将哪些合格资产纳入抵押品框架 (BIS, 2015^[43]), 进而决定央行交易对手方的资产配置结构。中央银行将某类资产纳入抵押品框架一方面会提高该类资产的可抵押性, 直接增加交易对手方创造该类资产并将其保留在其资产负债表上的意愿; 另一方面会增加该资产在总资产中的结构占比。央行交易对手方在抵押品使用顺序上会优先

使用低质量的合格抵押品向央行申请贷款 (Cassola 和 Koulisher, 2019^[17])。因此, 将小微企业贷款纳入央行抵押品框架使小微企业贷款的可抵押性提高, 会直接增强商业银行调整资产配置结构、发放小微企业贷款的意愿和动机, 这对缺乏优质抵押品的中小银行来讲, 激励作用会更大。综上, 本文提出第一个假设:

假设 1: 将小微企业贷款纳入央行抵押品框架会增加小微企业的信贷可得性。

(二) 合格抵押品资格溢价渠道与小微企业信贷融资成本

合格抵押品的资格溢价 (Eligibility Premium) 是指中央银行接受某类资产作为抵押品使该资产具备抵押品资格, 导致合格抵押资产与其他资产收益率之间存在差异, 这个差异即为“资格溢价” (Bindseil 和 Papadia, 2006^[44])。简单来讲, 当某一类资产具备抵押品资格时, 该资产的吸引力增强, 相对价格上升, 相对收益率下降。人民银行将小微企业贷款纳入抵押品框架同样会带来抵押品资格溢价, 具体可分为合格抵押品信用溢价和流动性溢价两个部分。一方面, 将小微企业贷款纳入央行抵押品框架本质上是央行为商业银行小微企业贷款进行信用背书和增信, 会降低商业银行小微企业贷款利率中的信用溢价。另一方面, 央行将小微企业贷款纳入抵押品框架提高了小微企业贷款的流动性, 会降低小微企业贷款利率中的流动性溢价。因此, 小微企业贷款利率中信用溢价和流动性溢价补偿会降低小微企业的信贷融资成本。另外, 商业银行使用小微企业贷款向央行申请的中期借贷便利、常备借贷便利和再贷款资金成本较低, 较低的资金成本会转移到小微企业贷款利率上, 进而降低小微企业信贷资金成本。综上, 本文提出第二个假设:

假设 2: 将小微企业贷款纳入央行抵押品框架会降低小微企业的信贷融资成本。

四、研究设计

(一) 样本数据与变量说明

央行抵押品框架的普惠效应落脚点在小微企业, 本文选取在新三板 (中小企业股份转让系统) 挂牌的企业样本作为研究对象, 原因如下: (1) 主板上市公司的规模大, 营业收入高, 难以满足小微企业标准^①; (2) 在新三板挂牌的企业当中, 小微企业半年

度财务数据较为健全, 为本文的定量研究提供较为可信的数据基础。由于 2013 年至 2015 年是定向降准等结构性货币政策调整和实施的密集期, 且 2020 年新冠疫情期间人民银行创设并执行多项支持小微企业的货币政策, 考虑到这些结构性货币政策可能对小微企业信贷可得性和信贷融资成本产生影响, 为保证研究结果的可靠性, 本文选取 2016 年至 2019 年新三板小微企业半年度非平衡面板数据作为研究样本。数据来源为 Wind 数据库。

借鉴现今主流文献的做法, 本文对新三板企业样本进行了如下处理: (1) 剔除金融行业样本; (2) 剔除企业特征变量缺失严重的样本; (3) 剔除企业财务指标不符合逻辑的样本; (4) 为了避免极端值对回归结果的影响, 借鉴祝继高等 (2015)^[45] 的研究, 对主要连续变量上下 1% 分位数进行缩尾处理。另外, 2018 年 6 月人民银行将绿色贷款和符合一定条件的债券纳入抵押品框架, 可能对小微企业信贷产生影响, 因此本文删除了生态保护和环境治理等绿色企业样本以及在样本期间发行过债券的企业样本。

央行抵押品框架的普惠效应主要包含两个方面: 一个是小微企业信贷可得性, 另一个是小微企业信贷融资成本。因此, 本文的被解释变量分别是小微企业信贷可得性和小微企业信贷融资成本两个大类指标, 其中小微企业信贷可得性又进一步细分为短期信贷可得性和长期信贷可得性两个小类指标。为避免遗漏可观测的企业特征带来的回归结果偏误, 本文将企业规模、抵押担保能力、财务杠杆、盈利能力、成长能力和经营能力作为企业层面控制变量纳入双重差分模型。同时为了控制货币政策环境和宏观经济环境对回归结果的影响, 将经济增速和广义货币供给量 M2 增速作为控制变量纳入实证模型当中。各变量的具体释义见表 1。

表 1 变量说明

变量符号	变量名称	变量计算
<i>Loan_ratio</i>	信贷可得性: 银行贷款比例	(长期借款+短期借款)/总资产
<i>SLoan_ratio</i>	短期信贷可得性: 短期贷款比例	短期借款/总资产
<i>LLoan_ratio</i>	长期信贷可得性: 长期贷款比例	长期借款/总资产
<i>LNLoan</i>	信贷可得性: 银行贷款对数	长、短期借款之和取对数

^① 本文根据小微企业划型标准 (工信部联企业 [2011] 300 号) 对沪深 A 股上市公司进行划型, 发现满足小微企业标准的样本极少, 难以支撑本文的实证研究。

续前表

变量符号	变量名称	变量计算
<i>Loan_ratio_r</i>	信贷可得性：银行贷款负债比例	(长期借款+短期借款)/总负债
<i>Loan_cost</i>	信贷融资成本：利息负债比例	财务费用/总负债
<i>Loan_cost_r</i>	信贷融资成本：利息资产比例	财务费用/总资产
<i>Treat</i>	小微企业虚拟变量	小微企业取1，其他企业取0
<i>Post</i>	央行抵押品框架虚拟变量	2018年6月之后取1，其他取0
<i>Size</i>	企业规模	总资产自然对数
<i>Fixed</i>	抵押担保能力	固定资产/总资产
<i>Lev</i>	财务杠杆	总负债/总资产
<i>Roa</i>	盈利能力	资产报酬率
<i>Growth</i>	成长能力	营业收入增长率
<i>CFO</i>	经营能力	经营活动现金流量净额/总资产
<i>M2</i>	货币政策环境	广义货币供给量M2增速
<i>GDP</i>	宏观经济环境	GDP增长率

(二) 研究设计

为研究央行抵押品框架对小微企业信贷可得性和信贷融资成本的影响，有必要事先确定小微企业的划型标准。我国工信部联企业发布的《中小企业划型标准规定》(工信部联企业〔2011〕300号)对中型、小型和微型企业界定了明确的划型标准。由于小微企业从业人员数据缺失较为严重，本文借鉴孔东民等(2021)^[31]的相关研究，依据营业收入对小微企业进行划型，划型的时间节点为2017年年底。

另外，考虑到信贷资产作为一种非市场化资产(No-marketable assets)，流动性溢价和信用溢价较高，央行将信贷资产纳入抵押品框架会使交易对手方优先使用低质量小微企业贷款向央行抵押申请贷款，可能带来道德风险甚至损害央行资产负债表和金融稳定(Nyborg, 2017^[1])。基于道德风险对央行资产负债表带来的负面影响，人民银行倾向选取高质量的小微企业信贷资产纳入抵押品框架，可能会带来样本选择偏误问题。况且，前文在原始数据的基础上删除了较多的企业特征变量缺失值，也可能带来样本选择的非随机性。为缓解样本选择性偏误问题，本文基于Rosenbaum和Rubin(1983)^[46]提出的倾向得分匹配(PSM)方法，选取企业规模、抵押担保能力、财务杠杆、盈利能力、成长能力和经营能力六个指标作为

匹配变量，将信贷可得性作为结果变量对样本数据进行进一步处理。在具体匹配过程中，采取一对一近邻匹配，最终获取样本量为686。基于倾向得分匹配处理后的样本，本文将小微企业作为处理组，非小微企业作为对照组，使用双重差分模型研究央行抵押品框架对小微企业信贷可得性和信贷融资成本的平均处理效应。

(三) 模型设定

本文借鉴Van Bekkum等(2017)^[16]的研究方法，建立以下模型研究人民银行抵押品框架对小微企业信贷可得性和信贷融资成本的因果效应：

$$Y_{it} = \delta_0 + \delta_1 Treat_{it} \times Post_t + \gamma X_{it} + \lambda_t + u_i + \xi_{it}$$

上述模型中，被解释变量Y表示信贷可得性和信贷融资成本。借鉴祝继高等(2015)^[45]的相关研究，本文选取(长期借款+短期借款)/总资产、短期借款/总资产和长期借款/总资产作为信贷可得性的衡量指标；在稳健性检验部分，使用企业总借款自然对数和总借款与总资产之比替代信贷可得性指标。借鉴李广子和刘力(2009)^[47]的研究，选择财务费用^①/总负债作为信贷融资成本的衡量指标；在稳健性检验部分，选择财务费用/总负债替代信贷融资成本。*Treat*表示分组变量，处理组取值为1，对照组取值为

① 财务费用主要包含利息支出、利息收入、手续费、其他财务费用和汇兑损益五项明细科目(李广子和刘力, 2009^[47])。具体计算公式：财务费用=利息支出-利息收入+手续费+其他财务费用+汇兑收益-汇兑损失。

0, 个体固定效应吸收了 $Treat$ 。 $Post$ 表示央行抵押品框架虚拟变量, 2018 年第二季度 (含) 之后取值为 1, 其他取值为 0, 时间固定效应吸收了 $Post$ 。模型中的交乘项系数 δ_1 是本文关注的央行抵押品框架带来的普惠效应。 X 是一系列随时间变化且影响央行抵押品框架普惠效应的控制变量, 具体解释见表 1。 λ_i 是时间固定效应, u_i 是不随时间变化且不可观测的企业固定效应。 ξ_{it} 表示不可观测扰动因素, 假设 $\{\xi_{it}\}$ 独立同分布且与 u_i 不相关。

五、实证分析

(一) 平衡性检验与描述性统计

表 2 汇报了倾向得分匹配的平衡性检验结果。在以信贷可得性作为结果变量进行一对一近邻匹配之后, 偏差率显著下降, 且均在 10% 以内, 偏差最大降幅为 100%。 T 检验说明倾向匹配得分之后, 处理组企业和对照组企业之间并不存在系统性差异, 匹配效果较好。

表 2 处理组与对照组匹配平衡性检验结果

匹配变量		均值		偏差		T 检验	
		处理组	对照组	标准偏差 (%)	偏差降幅 (%)	T 值	P 值
Size	匹配前	17.421	18.909	-158.0	100.0	-28.64	0.000
	匹配后	17.588	17.571	-0.1		-0.010	0.993
Fixed	匹配前	0.199	0.212	-7.7	66.3	-1.610	0.108
	匹配后	0.203	0.196	2.6		0.370	0.712
Lev	匹配前	0.488	0.496	-4.4	57.4	-0.940	0.347
	匹配后	0.495	0.492	-1.9		-0.250	0.800
Roa	匹配前	-0.013	0.040	-60.9	85.6	-13.720	0.000
	匹配后	0.000	-0.005	8.8		1.040	0.298
Growth	匹配前	0.215	0.179	5.9	2.6	1.460	0.144
	匹配后	0.387	0.221	5.8		0.780	0.438
CFO	匹配前	-0.245	0.011	-34.2	99.4	-7.400	0.000
	匹配后	-0.016	-0.016	0.2		0.030	0.979

表 3 汇报了样本的描述性统计。可以看出, 样本企业的信贷可得性均值为 19.1%, 其中短期信贷可得性均值为 14.2%, 长期信贷可得性均值为 4.9%。这表明企业的信贷融资结构中短期信贷融资较高, 可能的原因在于银行对样本企业的信贷投放以短期贷款为主。样本企业的信贷融资成本存在较大差异, 均值为 2.2%, 最大值为 11.3%。

另外, 本文计算了原始样本的信贷可得性 ($Loan_ratio$) 和信贷融资成本 ($Loan_cost$) 统计特征, 其中均值分别为 0.191 和 0.022, 标准差分别为 0.114 和 0.016, 接近于表 3 中的 0.191 和 0.022 以及 0.124 和 0.016, 说明本文实证环节的数据样本具备良好的总体统计分布特征。

表 3 描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
$Loan_ratio$	686	0.191	0.124	0.000	0.167	0.765
$SLoan_ratio$	686	0.142	0.114	0.000	0.116	0.765
$LLoan_ratio$	686	0.049	0.074	0.000	0.009	0.466
$LNLoan$	686	6.462	1.131	0.642	6.510	9.398
$Loan_ratio_r$	686	0.399	0.205	0.000	0.404	0.956
$Loan_cost$	686	0.022	0.016	0.000	0.018	0.113
$Loan_cost_r$	686	0.011	0.010	0.000	0.008	0.067

续前表

变量	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
<i>Treat</i>	686	0.506	0.500	0.000	1.000	1.000
<i>Post</i>	686	0.703	0.457	0.000	1.000	1.000
<i>Size</i>	686	17.58	0.792	15.290	17.520	20.570
<i>Fixed</i>	686	0.199	0.181	0.000	0.161	0.873
<i>Lev</i>	686	0.494	0.193	0.065	0.496	0.980
<i>Roa</i>	686	-0.002	0.115	-0.621	0.011	0.761
<i>Growth</i>	686	0.305	1.720	-0.998	0.080	36.440
<i>CFO</i>	686	-0.016	0.125	-1.206	-0.009	0.393
<i>M2</i>	686	0.087	0.010	0.081	0.082	0.113
<i>GDP</i>	686	0.064	0.004	0.058	0.065	0.069

(二) 央行抵押品框架对小微企业信贷可得性的影响

基于合格抵押品的结构性渠道，本文首先检验央行抵押品框架对小微企业信贷可得性的影响。表4列(1)~列(3)汇报了依次加入各类控制变量的回归结果，可以发现央行抵押品框架的双重差分估计系数都显著且方向一致为正，表明实证结果的稳健性。列(3)显示，将小微企业贷款纳入央行抵押品框架后，小微企业借款在总资产中的占比高出非小微企业约3.6个百分点。因此，央行将小微企业贷款纳入抵押品框架发挥了一定的普惠效应，验证了假设1。

同时，各控制变量对小微企业信贷可得性的影响存在差异，并与现有研究基本一致。表4列(3)的回归结果显示，小微企业规模、抵押担保能力、总资产报酬率和营业收入增长率的估计系数不显著，这可能是由于小微企业自身的特点决定的。和非小微企业相比，小微企业向来资产规模较小，抵押品缺乏，小

微企业的资产规模和抵押担保能力难以成为获取商业银行信贷的重要因素。由于小微企业盈利能力和成长能力往往难以覆盖小微企业自身的违约风险，商业银行对小微企业的信贷供给动力不足。小微企业经营能力指标与小微企业的信贷可获得性显著负相关。根据优序融资理论(Myers和Majluf, 1984^[48])，当投融资双方存在信息不对称时，为降低外部融资成本，融资企业更偏好内部融资。因此，现金流量越充裕的小微企业越倾向于使用自有资金替代信贷资金。资产负债率与小微企业信贷可得性显著正相关，可能的原因是相对稳定的银企关系(何韧等, 2012^[49])，小微企业与银行保持的关系越紧密，越可能获得更多的信贷资源。货币政策变量M2与小微企业信贷可得性显著正相关，表明传统总量型货币政策在支持小微企业发展方面发挥了一定的作用。经济增速估计系数显著正相关，表明小微企业信贷融资与经济周期关系紧密。

表4 央行抵押品框架与小微企业信贷可得性

变量	<i>Loan_ratio</i>			<i>SLoan_ratio</i>	<i>LLoan_ratio</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Treat×Post</i>	0.040** (0.012)	0.040** (0.019)	0.036** (0.018)	0.018 (0.022)	0.024* (0.014)
<i>Size</i>			-0.006 (0.031)	0.012 (0.040)	-0.021 (0.015)
<i>Fixed</i>			0.075 (0.077)	0.018 (0.089)	0.045 (0.058)
<i>Lev</i>			0.166** (0.069)	0.115 (0.073)	0.044 (0.034)
<i>Roa</i>			0.001 (0.057)	-0.043 (0.067)	0.031 (0.035)

续前表

变量	Loan_ratio			SLoan_ratio	LLoan_ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Growth</i>			-0.005 (0.006)	-0.007 (0.006)	0.004 (0.004)
<i>CFO</i>			-0.111 ** (0.044)	-0.063 (0.046)	-0.059 ** (0.028)
<i>M2</i>		2.769 *** (0.664)	2.698 *** (0.692)	0.617 (1.222)	1.230 *** (0.440)
<i>GDP</i>		2.750 ** (1.393)	3.407 *** (1.218)	0.111 (1.437)	2.530 *** (0.835)
<i>Constant</i>	0.257 *** (0.016)	-0.246 ** (0.112)	-0.266 (0.596)	-0.191 (0.794)	0.104 (0.298)
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Time FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	686	686	686	686	686
<i>R²</i>	0.119	0.119	0.189	0.071	0.203

注：***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著，括号中为聚类到企业层面的稳健标准误。以下各表同。

此外，本文进一步分析了央行抵押品框架对小微企业信贷可得性结构的影响。表4后列(4)、列(5)汇报了回归结果。将小微信贷资产纳入央行抵押品框架显著增加了小微企业长期借款在总资产中的占比，对小微企业短期信贷可得性而言影响并不显著。该结论与郭晔和房芳(2021)^[22]的研究类似，理论依据为债务期限结构的契约理论，即在信息不对称问题较为严重的情况下，商业银行倾向于发放短期贷款。将小微企业信贷资产纳入央行抵押品框架可以有效缓解信息不对称问题，降低银行与小微企业之间的代理成本，商业银行发放长期贷款的动机增强。

(三) 央行抵押品框架对小微企业信贷融资成本的影响

通过对小微企业贷款的增信和流动性补偿，将小微企业贷款纳入央行抵押品框架会通过降低小微企业贷款的信用风险溢价和流动性溢价，进一步降低小微企业信贷融资成本。表5显示，央行抵押品框架的双重差分估计系数都显著且方向一致为负，且随着不同类型控制变量的依次加入，双重差分估计系数绝对值增大，显著性也不断增强，表明实证结果的准确性。列(3)显示，和非小微企业相比，将小微企业贷款纳入央行抵押品框架显著降低了借款企业的信贷融资成本，表明央行抵押品框架有效缓解了小微企业融资贵问题，验证了假设2。部分企业特征变量的估计系数从侧面反映出商业银行对小微企业“信贷歧视”现象的存在。货币供给增速M2与小微企业信贷融资

成本不相关，表明总量型货币政策难以缓解小微企业融资贵问题。与小微企业信贷可得性类似，小微企业信贷融资成本和经济周期具有一定的相关性。

表5 央行抵押品框架与小微企业信贷融资成本

变量	Loan_cost		
	(1)	(2)	(3)
<i>Treat×Post</i>	-0.006 * (0.003)	-0.006 * (0.003)	-0.007 ** (0.003)
<i>Size</i>			0.001 (0.003)
<i>Fixed</i>			0.028 ** (0.011)
<i>Lev</i>			-0.003 (0.010)
<i>Roa</i>			-0.011 (0.011)
<i>Growth</i>			-0.001 (0.001)
<i>CFO</i>			0.025 *** (0.008)
<i>M2</i>		0.040 (0.084)	0.069 (0.098)
<i>GDP</i>		-0.466 ** (0.187)	-0.495 ** (0.203)
<i>Constant</i>	0.022 *** (0.002)	0.049 *** (0.014)	0.036 (0.064)
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES
<i>Time FE</i>	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	686	686	686
<i>R²</i>	0.050	0.050	0.124

六、异质性分析与稳健性检验

(一) 异质性分析

本文将数字金融发展和地理区域差异纳入实证模型,分析央行抵押品框架在不同数字金融发展程度和不同地理区域方面影响小微企业信贷可得性和信贷融资成本的异质性特征。

1. 数字金融发展异质性。

基于合格抵押品结构性渠道和资格溢价渠道,将小微企业贷款纳入央行抵押品框架会提高小微企业信贷可得性并降低小微企业信贷融资成本,而数字金融发展可能对央行抵押品框架普惠效应的效果产生异质性影响。以互联网、大数据为支撑的数字金融能够通过缓解信息不对称、降低信贷违约风险、提高运营效率增加商业银行发放小微企业信贷的动机。央行抵押品框架扩容之后,商业银行可以通过向央行抵押小微企业贷款获取更多的低成本资金,而低成本资金的投向和小微企业贷款配置比例还要依赖商业银行偏好小微企业的程度。对于数字金融发展水平较高的地区,商业银行可以依托互联网、大数据等数字金融技术充分挖掘小微企业的“软”信息和信贷需求,通过对小微企业精准“画像”提高小微企业信贷可得性,降低融资成本。本文依据北京大学数字普惠金融指数(2011—2020)^①将数字金融发展位列第一梯队的省份设定为高水平数字金融发展地区,而将位列第二、三梯队的省份设定为中低水平数字金融发展地区。表

6显示,无论是从显著性水平还是数值大小,数字金融发展水平越高的地区,央行抵押品框架的普惠效应越明显。

表6 央行抵押品框架的普惠效应:数字金融发展^②

变量	信贷可得性		信贷融资成本	
	高	中低	高	中低
<i>Treat×Post</i>	0.067** (0.029)	0.031 (0.020)	-0.008** (0.004)	-0.007** (0.003)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Time FE</i>	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	143	543	143	543
<i>R²</i>	0.484	0.199	0.332	0.134

2. 地区异质性。

关于货币政策的区域非对称效应也得到了较多学者的研究。由于不同区域的地域资源禀赋、经济结构和金融结构存在差异,货币政策效果往往存在区域性差异(孔丹凤和秦大忠,2007^[29])。央行抵押品框架作为货币政策的重要内容,可能也存在区域性差异。因此,本文借鉴于则(2006)^[50]的相关研究,将样本企业按照东、中、西部地区进行划分,研究央行抵押品框架对东、中、西部地区小微企业信贷可得性和信贷融资成本的影响。表7和表8汇报了央行抵押品框架的区域性差异。可以看出,央行抵押品框架的普惠效应在东、西部地区表现得更为明显。

表7 央行抵押品框架的普惠效应:东、中、西部信贷可得性差异

变量	东部			中部			西部		
	<i>Loan_ratio</i>	<i>SLoan_ratio</i>	<i>LLoan_ratio</i>	<i>Loan_ratio</i>	<i>SLoan_ratio</i>	<i>LLoan_ratio</i>	<i>Loan_ratio</i>	<i>SLoan_ratio</i>	<i>LLoan_ratio</i>
<i>Treat×Post</i>	0.031 (0.022)	-0.010 (0.027)	0.041*** (0.013)	-0.002 (0.051)	0.042 (0.047)	-0.034 (0.033)	0.076*** (0.026)	0.150*** (0.026)	-0.060*** (0.020)
<i>Controls</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Firm FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Time FE</i>	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	497	497	497	128	128	128	93	93	93
<i>R²</i>	0.198	0.119	0.246	0.388	0.301	0.454	0.519	0.704	0.617

① 北京大学数字普惠金融指数报告(2011—2020)将北京、上海和浙江定义为数字金融发展的第一梯队,江苏、福建等19个省份为第二梯队,西藏、宁夏等9个省份为第三梯队,排序越靠前,数字金融发展水平越高。详见 <https://idf.pku.edu.cn/yjcg/zsbg/index.htm>。

②③ 受篇幅限制,文中无法列出全表,感兴趣的读者可联系作者索取。

表8 央行抵押品框架的普惠效应：
东、中、西部信贷融资成本差异^①

变量	Loan_cost_r		
	东	中	西
Treat×Post	-0.008 ** (0.003)	-0.012 (0.007)	-0.009 *** (0.002)
Controls	YES	YES	YES
Firm FE	YES	YES	YES
Time FE	YES	YES	YES
Observations	497	128	93
R ²	0.289	0.378	0.252

(二) 稳健性检验

1. 共同趋势检验^②。

使用双重差分模型的前提是满足平行趋势假设，即在政策实施之前，处理组和对照组具有可比性。针对样本期间的各个时点，本文分别设置时间虚拟变量 Pre_4 、 Pre_3 、 Pre_2 、 Pre_1 、 $Current$ 、 $Post_1$ 、 $Post_2$ 和 $Post_3$ ，分别表示央行抵押品扩容前4个季度、前3个季度、前2个季度、前1个季度、当期、后1个季度、后2个季度和后3个季度。将上述时间虚拟变量与处理组虚拟变量 $Treat$ 的乘积纳入回归方程后进行重新回归。共同趋势检验表明，无论加入控制变量还是不加控制变量，在将小微企业贷款纳入央行抵押品框架之前，信贷可得性双重差分估计系数均不显著，而信贷融资成本双重差分估计系数为负但不显著，基本符合共同趋势假设。

2. 安慰剂检验、变更被解释变量和小微企业划型基准调整^③。

除共同趋势检验以外，本文还进行了其他稳健性测试。首先，尽管前文已经进行了平行趋势检验，但政策干预时点之后处理组和对照组趋势的变化是否受到其他政策或者随机性因素的影响需要进一步检验。因此本文通过虚构一个政策变量，以2016年年底作为央行抵押品政策冲击时点进行安慰剂检验。安慰剂检验回归结果表明，小微企业信贷可得性和信贷融资成本的双重差分估计系数均不显著，进一步证明了央行抵押品框架支持小微企业信贷可得性和信贷融资成本的有效性。其次，本文使用企业获得的银行贷款自然对数和银行贷款与总资产之比替代信贷可得性指

标，并使用财务费用与总资产之比衡量信贷融资成本进行稳健性测试。重新回归之后，双重差分估计系数依然显著。最后，小微企业的成长性问题也需要进一步考虑。本文对小微企业的划型主要依据孔东民等(2021)^[31]的做法，将2017年年底企业的营业收入作为小微企业的划型基准。然而，现实中的企业可能在不同的年份营业收入变化较大，有的企业在当年是小微企业，在下一年成长为中型或大型企业，也可能倒闭。因此，为了回归结果的稳健性，本文将样本期间内企业每年的营业收入作为企业划型的参考依据。在2016年至2019年的样本期内，如果企业每年的营业收入都符合小微企业划型标准，则定义为小微企业，而将每一年营业收入都不满足小微企业划型标准的企业作为控制组。同时，如果企业在四年期间只要有一年营业收入符合小微企业划型标准，本文从样本中予以删除。在考虑小微企业成长性问题之后，回归结果依然显著，再次验证了前文回归结果的稳健性。

七、结论与政策建议

国际金融危机之后，各发达经济体央行的货币政策框架发生新的变化，抵押品框架成为各央行货币政策的重要内容。在此背景下，中国人民银行货币政策框架开始关注货币政策的结构性作用，创新了基于抵押品的各种结构性货币政策工具。本文以新三板小微企业作为研究对象，使用倾向得分匹配-双重差分模型研究货币政策框架转型背景下人民银行抵押品框架的普惠效应。通过理论和实证分析，本文得出以下结论：第一，将小微企业信贷资产纳入央行抵押品框架显著提高了小微企业的信贷可得性，其中抵押品框架对小微企业长期信贷可得性影响更为显著，第二，将小微企业信贷资产纳入央行抵押品框架显著降低了小微企业信贷融资成本。以上两点表明人民银行抵押品框架发挥了普惠效应，实现了缓解小微企业融资难、融资贵问题的定向调控目标。第三，将小微企业信贷资产纳入央行抵押品框架缓解了数字金融发展高水平区域和东、西部地区小微企业的融资难、融资贵问题。

本文的研究具有一定的政策含义。第一，适时适

① 受篇幅限制，文中无法列出全表，感兴趣的读者可联系作者索取。

②③ 受篇幅限制，文中无法列出回归结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

度拓宽抵押品框架广度。货币当局可逐步将“三农”“扶贫”“绿色金融”等国家重点支持领域的相关基础资产或证券化资产纳入央行抵押品框架，增加流动性结构性缺口领域的信贷供给，实现抵押品框架的定向调控作用。第二，择机择时强化抵押品框架深度。实证研究表明，将小微企业信贷资产纳入央行抵押品框架显著降低了小微企业信贷融资成本，但影响系数偏低。人民银行可适当调整小微企业信贷资产折扣率和评级强化抵押品框架深度，通过降低抵押品资格溢价增强抵押品框架的“降成本”作用。第三，有效协调央行抵押品框架和结构性货币政策的综合使用，以更好缓解小微企业等信贷缺口实体的融资难、融资贵问题。第四，优化提升央行抵押品框架普惠效应的区域对称性。实证结果表明，抵押品框架并未有效缓解中部地区小微企业的融资难、融资贵问题。央行抵押品框架后续可以适当向中部地区小微企业倾斜，避免传统货币政策的“一刀切”。第五，重视防范小微

企业信贷资产信用风险和交易对手方道德风险。首先，小微企业信贷资产质量低、流动性差，信用风险较大，央行在防范信用风险时可以灵活使用抵押品折扣率（Haircuts）、估值与追加保证金（Value and Margin Calls）、抵押品评级等风险缓释措施。在抵押品信用评级方面，人民银行抵押品框架对小微企业信贷资产的价值评估主要采取央行内部评级，缺乏成熟评级机构的信用评级。人民银行可以借鉴美联储和欧央行经验，引入第三方信用评级机构，准确识别小微企业信贷资产的信用风险并进行准确定价，降低甚至避免小微企业信贷资产违约带来的央行资产负债表受损。其次，商业银行将小微企业贷款纳入抵押品框架可能带来道德风险。人民银行可以对单个合格交易对手方使用小微企业信贷资产的数量或比例进行限制，防范甚至避免央行交易对手方过度依赖小微企业贷款等低质量抵押品导致的道德风险。

参考文献

- [1] Nyborg K G. Central Bank Collateral Frameworks [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2017 (76): 198-214.
- [2] Fegatelli P. The Role of Collateral Requirements in the Crisis: One Tool for Two Objectives? [J]. *Central Bank of Luxembourg Working Paper*, 2010: 44.
- [3] Buiter W, Sibert A. The Central Bank as the Market-maker of Last Resort: From Lender of Last Resort to Market-maker of Last Resort [M]// Felton A, Reinhart C. *The First Global Financial Crisis of the 21st Century*. London: Centre for Economic Policy Research, 2008: 171-178.
- [4] Borio C, Disyatat P. Unconventional Monetary Policies: An Appraisal [R]. *BIS Working Paper*, 2009, No. 229.
- [5] BIS. Central Bank Collateral Frameworks and Practices [J]. *BIS Markets Committee Working Paper*, 2013, No. 6.
- [6] Bindseil U. *Monetary Policy Operations and the Financial System* [M]. London: Oxford University Press, 2014: 108-202.
- [7] Rule G. Collateral Management in Central Bank Policy Operations [R]. *Bank of England CCBS Handbooks*, 2012, No. 31.
- [8] 喻微锋, 康琦, 周永锋. 商业银行设立普惠金融事业部能提高小微企业信贷可得性吗? ——基于 PSM-DID 模型的实证检验 [J]. *国际金融研究*, 2020 (11): 77-86.
- [9] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长 [J]. *经济研究*, 2019 (8): 71-86.
- [10] Cheun S, Von Köppen-Mertes I, Weller B. The Collateral Frameworks of the Eurosystem, the Federal Reserve System and the Bank of England and the Financial Market Turmoil [R]. *ECB Occasional Paper*, 2009, No. 107.
- [11] Eberl J, Weber C. ECB Collateral Criteria: A Narrative Database 2001-2013 [J]. *Ifo Working Paper*, 2014, No. 174.
- [12] Ashcraft A, Gârleanu N, Pedersen L H. Two Monetary Tools: Interest Rates and Haircuts [M]// Acemoglu D, Woodford M. *NBER Macroeconomics Annual 2010*. Chicago: University of Chicago Press, 2011: 143-180.
- [13] Koulischer F, Struyven D. Central Bank Liquidity Provision and Collateral Quality [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2014, 49: 113-130.
- [14] Bignon V, Jobst C. Economic Crises and the Eligibility for the Lender of Last Resort: Evidence from 19th Century France [M]. *Banque de France Working Paper*, 2017, No. 618.
- [15] Barthélémy J, Bignon V, Nguyen B. Monetary Policy, Illiquid Collateral and Bank Lending During the European Sovereign Debt Crisis [J]. *Economie et Statistique*, 2017, 494: 111-130.
- [16] Van Bakkum S, Gabarro M, Irani R M. Does a Larger Menu Increase Appetite? Collateral Eligibility and Credit Supply [J]. *The Review of Financial Studies*, 2017, 31 (3): 943-979.
- [17] Cassola N, Koulischer F. The Collateral Channel of Open Market Operations [J]. *Journal of Financial Stability*, 2019, 41: 73-90.
- [18] 王永钦, 吴娴. 中国创新型货币政策如何发挥作用: 抵押品渠道 [J]. *经济研究*, 2019 (12): 86-101.

- [19] 黄振, 郭晔. 央行担保品框架、债券信用利差与企业融资成本 [J]. 经济研究, 2021 (1): 105-121.
- [20] 李欣越, 徐涛. MLF 担保品扩容政策的有效性研究——来自债券市场的证据 [J]. 上海金融, 2021 (9): 12-23.
- [21] 陈国进, 丁赛杰, 赵向琴, 蒋晓宇. 中国绿色金融政策、融资成本与企业绿色转型——基于央行担保品政策视角 [J]. 金融研究, 2021 (12): 75.
- [22] 郭晔, 房芳. 新型货币政策担保品框架的绿色效应 [J]. 金融研究, 2021 (1): 91-110.
- [23] Weber C. The Collateral Policy of Central Banks-An Analysis Focusing on the Eurosystem [J]. Ifo Btrge Zur Wirtschaftsforschung, 2017, No. 72.
- [24] 张晓慧, 等. 多重约束下的货币政策传导机制 [M]. 北京: 中国金融出版社, 2020: 166-198.
- [25] 李建强, 高宏. 结构性货币政策能降低中小企业融资约束吗? ——基于异质性动态随机一般均衡模型的分析 [J]. 经济科学, 2019 (6): 17-29.
- [26] 笄哲. 结构性货币政策能纾解小微企业融资困境吗 [J]. 金融经济研究, 2020 (2): 51-62.
- [27] 彭俞超, 方意. 结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定 [J]. 经济研究, 2016 (7): 29-42.
- [28] 余振, 顾浩, 吴莹. 结构性货币政策工具的作用机理与实施效果——以中国央行 PSL 操作为例 [J]. 世界经济研究, 2016 (3): 36-44.
- [29] 孔丹凤, 秦大忠. 中国货币政策省际效果的实证分析: 1980—2004 [J]. 金融研究, 2007 (12): 17-26.
- [30] 郭晔, 徐菲, 舒中桥. 银行竞争背景下定向降准政策的“普惠”效应——基于 A 股和新三板三农、小微企业数据的分析 [J]. 金融研究, 2019 (1): 1-18.
- [31] 孔东民, 李海洋, 杨薇. 定向降准、贷款可得性与小微企业商业信用——基于断点回归的经验证据 [J]. 金融研究, 2021 (3): 77-94.
- [32] 钱水土, 吴卫华. 定向降准能否有效缓解小微企业融资难? ——来自银行微观数据准自然实验设计的证据 [J]. 浙江社会科学, 2020 (11): 14-22.
- [33] 冯明, 伍戈. 定向降准政策的结构性效果研究——基于两部门异质性商业银行模型的理论分析 [J]. 财贸经济, 2018 (12): 62-79.
- [34] 马理, 娄田田, 牛慕鸿. 定向降准与商业银行行为选择 [J]. 金融研究, 2015 (9): 82-95.
- [35] 盛天翔, 范从来. 金融科技与小微企业信贷供给述评: 机制、实践与问题 [J]. 现代经济探讨, 2020a (6): 39-44.
- [36] 盛天翔, 范从来. 金融科技、最优银行业市场结构与小微企业信贷供给 [J]. 金融研究, 2020b (6): 114-132.
- [37] 郭丽虹, 朱柯达. 金融科技、银行风险与经营业绩——基于普惠金融的视角 [J]. 国际金融研究, 2021 (7): 56-65.
- [38] 周光友, 罗素梅, 连舒婷. 金融科技创新、网贷利率决定与小微企业融资——兼论“麦克米伦缺口”的治理 [J]. 国际金融研究, 2020 (3): 76-86.
- [39] 梁琦, 林爱杰. 数字金融对小微企业融资约束与杠杆率的影响研究 [J]. 中山大学学报 (社会科学版), 2020 (6): 191-202.
- [40] D'Amico S, Fan R, Kitsul Y. The Scarcity Value of Treasury Collateral: Repo-Market Effects of Security-Specific Supply and Demand Factors [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2018, 53 (5): 2103-2129.
- [41] De Roure C. Fire Buys of Central Bank Collateral Assets [R]. Deutsche, Bundesbank. Discussion Papers, 2016, No. 51.
- [42] Williamson S D. Scarce Collateral, the Term Premium, and Quantitative Easing [J]. Journal of Economic Theory, 2016, 164: 136-165.
- [43] BIS. Central Bank Operating Frameworks and Collateral Markets [R]. BIS CGFS Working Paper, 2015, No. 53.
- [44] Bindseil U, Papadia F. Credit Risk Mitigation in Central Bank Operations and Its Effects on Financial Markets: The Case of the Eurosystem [R]. ECB Occasional Paper, 2006, No. 49.
- [45] 祝继高, 韩非池, 陆正飞. 产业政策、银行关联与企业债务融资——基于 A 股上市公司的实证研究 [J]. 金融研究, 2015 (3): 176-191.
- [46] Rosenbaum P, Rubin D. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies For Causal Effects [J]. Biometrika, 1983, 70: 41-55.
- [47] 李广子, 刘力. 债务融资成本与民营信贷歧视 [J]. 金融研究, 2009 (12): 137-150.
- [48] Myers S C, Majluf N S. Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have [J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13 (2): 187-221.
- [49] 何韧, 刘兵勇, 王婧婧. 银企关系、制度环境与中小微企业信贷可得性 [J]. 金融研究, 2012 (11): 103-115.
- [50] 于则. 我国货币政策的区域效应分析 [J]. 管理世界, 2006 (2): 18-22.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

“一带一路”沿线国中国企业外部审计治理与 公司信息披露质量

External Audit Governance and Information Disclosure Quality of
Chinese Enterprises in Countries along the “Belt and Road Initiative”

杜兴强 肖亮 张乙祺

DU Xing-qiang XIAO Liang ZHANG Yi-qi

[摘要] 在“一带一路”沿线国经营的中国企业众多，差异化的制度背景与复杂的经营环境给中国企业的投资和运营带来了潜在风险。本文分析了外部审计在“一带一路”沿线国中国企业运营中发挥的治理角色。基于2014—2019年在“一带一路”沿线国设立子公司的中国上市公司为样本，本文研究发现，“一带一路”沿线国的外部审计治理水平与中国企业信息披露质量显著正相关；此外，“一带一路”沿线国的法律规则强化了外部审计治理对公司信息披露质量的影响。上述结果经一系列敏感性测试及控制内生性后仍然稳健。

[关键词] 一带一路 外部审计治理 信息披露质量 制度理论

[中图分类号] F239 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0059-13

Abstract: A number of Chinese enterprises have operated in countries along the “Belt and Road Initiative”, and thus the differentiated institutional backgrounds and complex business environments have brought out the potential risks to the investment and operation of Chinese enterprises. Given the important monitoring role of external audit, this study explores the governance role of external audit in Chinese enterprises along the “Belt and Road Initiative” route. Using a sample of Chinese listed firms with subsidiaries in countries along the “Belt and Road Initiative” during the period of 2014 – 2019, our findings reveal that external audit governance in countries along the “Belt and Road Initiative” is significantly positively associated with information disclosure quality of Chinese listed firms. Moreover, legal systems in countries along the “Belt and Road Initiative” strengthen the positive effect of external audit governance on information disclosure quality. Our findings are robust to a variety of sensitivity tests and our main conclusions stand after controlling for the endogeneity.

Key words: Belt and road initiative External auditing governance Information disclosure quality Institutional theory

[收稿日期] 2021-12-03

[作者简介] 杜兴强，男，1974年1月生，厦门大学会计发展研究中心/厦门大学会计系教授，博士生导师，研究方向为非正式制度对会计与审计行为的影响；肖亮，男，1993年3月生，厦门大学管理学院博士研究生，研究方向为制度环境与审计行为。张乙祺，女，1997年5月生，厦门大学管理学院博士研究生，研究方向为制度环境与会计行为。本文通讯作者为杜兴强，联系方式为 xqdu@xmu.edu.cn。

[基金项目] 国家社科基金重大项目“‘一带一路’沿线国中国企业审计治理研究”（项目编号：20&ZD111）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

自2013年习近平总书记提出“一带一路”倡议以来，“一带一路”建设不断取得新进展、新成效。中国与“一带一路”沿线国贸易往来保持持续增长，投资合作不断深化。由于“一带一路”沿线国家众多，在政治制度、法律、文化、习俗等方面与中国存在较大差异，“一带一路”沿线国的中国企业面临着较为复杂的经营环境，对中国企业如何在“一带一路”沿线国落实“走出去”战略以及有效反馈其受托责任带来了潜在挑战（厉以宁等，2015^[1]；马轶群等，2020^[2]）。审计（尤其外部审计）作为一种重要的监督机制能够识别企业管理层的机会主义行为，对会计信息的可靠性进行有效保证（Fan和Wong，2005^[3]），最终发挥监督代理人的公司治理角色。因此，本文基于“一带一路”沿线国的外部审计情况，探究外部审计是否发挥其鉴证与监督职能，从而对在“一带一路”沿线国开展业务的中国上市公司的信息披露质量。

中国企业在“一带一路”沿线国进行投资、经营等商业活动面临着一些现实问题。遥远的地理位置、差异化的制度背景以及沿线国不同效率的法律执行水平可能增加中国企业跨境经营的不确定性，引发外部利益相关者对中国企业在“一带一路”沿线国开展业务并持续经营的担忧。由于缺乏对“一带一路”沿线国的了解，对企业经营的进展进行检查、监督存在的不便则增加了利益相关者与公司之间的信息不对称，很可能造成以公司为契约主体的利益相关方的逆向选择。此外，中国企业在“一带一路”沿线国开展业务还需要满足所在国的制度环境要求，有效的外部监督可以缓解当地监管者的担忧，以此得到当地政府以及潜在投资者的支持。对企业管理层而言，可能存在自利的机会主义行为，通过“一带一路”沿线国子公司谋取私利，损害相关契约方的利益，无法有效完成受托责任。对利益相关者而言，通过被审计的财务报告获取公司信息具有低成本优势，能克服地理遥远的不利影响，且外部审计可以约束“一带一路”沿线国中国企业的机会主义行为，提高披露信息可靠性。因此，外部审计是一种合适的监督

方式来缓解上述问题。

鉴于“一带一路”沿线国在审计准则上存在差异——表现为企业是否需要外部审计^①，“一带一路”沿线国的中国企业受到不同程度的外部审计监督。不同制度环境下的审计准则执行，会产生不同的审计效果，最终影响信息披露质量。Peterson等（2015）^[4]发现，审计准则不同可能会造成公司会计政策的选择不具有一致性；若财务报告中披露的会计政策不具有一致性，则会计信息的可比性较差，最终盈余管理程度越高。因此，考虑到“一带一路”沿线国的外部审计治理情况的差异性，本文旨在从外部审计所能发挥的公司治理功能以及制度理论的视角，分析“一带一路”沿线国中国企业外部审计治理对公司信息披露质量的影响。

基于世界银行企业调查（WBES）数据库，本文根据“一带一路”沿线国的企业是否进行年报审计计算了该国的外部审计治理水平。这一数据是对大量非上市私营企业进行的抽样调查，由于非上市企业一般不需要进行财务报表的外部审计，被抽样国家的企业是否进行外部审计的整体情况反映了所在国的外部审计治理水平。本文以2014—2019年在“一带一路”沿线国有子公司进行经营的中国上市公司为样本，实证研究了“一带一路”沿线国外部审计治理对公司信息披露质量的影响。研究发现：（1）“一带一路”沿线国外部审计治理水平越高，在该国设立子公司的上市公司信息披露质量越高；（2）“一带一路”沿线国的法律规则水平强化了外部审计治理与公司信息披露质量之间的关系；（3）上述结果经一系列敏感性测试、并使用差分模型与两阶段工具变量回归方法控制内生性后依然成立；（4）本文的研究发现主要体现在“一带一路”沿线国与中国不存在重要外交关系（全天候战略合作伙伴、全面战略合作伙伴和全面战略合作伙伴）的子样本中。

本文可能存在的贡献包含以下几个方面：（1）审计文献中关于审计是否具有价值进行了探讨（Watts和Zimmerman，1986^[5]），发现财务报表是否经过审计能产生不同的经济后果。企业在经过外部审计后能够降低债务成本、提高信用评级（Lennox和Pittman，

① 普华永道《“一带一路”沿线国家会计及资本市场环境报告》（2019年6月）对“一带一路”沿线国的会计和审计准则进行了阐述，比如在印度尼西亚设立运营的外资非上市公司，需要按照印度尼西亚会计准则编制财务报表，并由当地注册会计师审计并出具审计报告；捷克、匈牙利等则限定了条件，并无要求所有企业进行外部审计。

2011^[6])。本文发现外部审计治理有助于提升公司跨境经营下的信息披露质量,回应了前期文献中关于外部审计对公司的积极影响的关注(Grein和Tate, 2011^[7]; Manry等, 2003^[8])。(2) 现有文献主要集中在单一制度环境下的资本市场(Goodwin和Wu, 2015^[9]),即使关注了国际化背景下审计的作用,聚焦点为产品市场(Cheng等, 2020^[10])。本文以在“一带一路”沿线国经营的中国企业审计治理为视角,分析了国际化背景下外部审计的公司治理作用。(3) 前期研究主要聚焦于公司治理、高管特征以及经营行为对公司信息披露质量的影响(何平林等, 2019^[11]; 黎来芳和陈占燎, 2018^[12]; 王斌和梁欣欣, 2008^[13]),但对外部审计治理程度在公司信息披露质量影响中的作用研究相对较少。本文研究表明,公司所处经营环境的外部审计治理能够很好地解释公司信息披露质量。(4) 本文发现法律规则水平强化了外部审计治理对公司信息披露质量的影响,丰富了法律环境对公司行为影响的研究(Lin等, 2010^[14])。

二、制度背景、文献回顾与研究假设

(一) 制度背景

2013年,国家主席习近平在哈萨克斯坦纳扎尔巴耶夫大学提出了共同建设“丝绸之路经济带”,于同年在印度尼西亚国会发表演讲《携手建设中国—东盟命运共同体》,提出共同建设“21世纪海上丝绸之路”,形成了“一带一路”倡议。“一带一路”作为国家发展战略的重要组成部分,目的是使中国与“一带一路”沿线国家一道共建利益共同体、命运共同体、责任共同体(厉以宁等, 2015^[1])。“一带一路”建设拓展了中国对外开放的内涵,成为中国企业“走出去”进入全球化新阶段的标志(于洪君, 2017^[15])。截至2021年1月31日,中国先后同171个国家和国际组织,签署了205份共建“一带一路”合作文件^①。据商务部《中国对外投资合作发展报告2020》,中国境内投资者2019年在“一带一路”沿线国家设立境外企业1.1万家;截至该年年末,沿线国家直接投资存量为1794.7亿美元,占中国对外投资存量的8.2%,投资规模存在持续增长的态势。随着“一带一路”倡议的不断推进,更多的企业参与

到“一带一路”合作之中,对沿线国中国企业的合理监督、适时评价关系到众多利益相关者的决策,包括企业投资管理的落地执行、管理层的受托责任履行等。鉴于中国企业在“一带一路”沿线国开展业务的跨境背景,内部人与外部利益相关者的信息不对称程度较高,外部审计监督成为一种有效的方式来评价“一带一路”沿线国中国企业的财务状况,向外部利益相关者释放公司经营信息。基于上述背景,本文分析“一带一路”沿线国中国企业的内部审计治理水平是否有助于提升公司信息披露质量。

(二) “一带一路”倡议与公司行为研究概述

前期研究多从宏观层面探究“一带一路”倡议对中国以及沿线国所产生的经济后果(Dunford和Liu, 2019^[16]; 吴望春和李春华, 2018^[17])。此外,也有研究分析了“一带一路”倡议这个事件本身对公司微观行为的影响,包括但不限于“一带一路”沿线国与中国的国家距离对中国企业的经营化方式选择(方慧和赵甜, 2017^[18]),受“一带一路”倡议支持的企业相对未受到倡议支持的企业投资水平更高(陈胜蓝和刘晓玲, 2018^[19])、融资约束水平更低(徐思等, 2019^[20]),“一带一路”倡议提升了国内沿线城市企业的出口产品的平均质量(卢盛峰等, 2021^[21]),有助于推进中国以全要素生产率提高为表征的企业升级(王桂军和卢潇潇, 2019^[22])等。综上,前期文献主要关注企业是否受“一带一路”倡议政策支持而分析其微观公司行为,并且对公司是否受“一带一路”倡议影响基于企业注册地是否在“一带一路”重点省份(陈胜蓝和刘晓玲, 2018^[19]; 王桂军和卢潇潇, 2019^[22])或数据库所提供的“一带一路”概念板块进行识别(徐思等, 2019^[20])。因此,能否有更精确的方式识别企业是否参与到“一带一路”倡议是本文首先要解决的问题之一。此外,越来越多企业加入“一带一路”倡议之中,但目前研究并未深入分析公司实质性参与“一带一路”倡议之后,受到何种监督机制的约束来有效缓解代理问题和提升信息使用者的决策效率,因此外部审计治理能否作为一种有效监督机制是一个亟待研究的问题。

(三) 外部审计治理概述

审计是企业所有者监督公司管理层的一种重要方

^① 详细可见: <https://www.yidaiyilu.gov.cn/xwzx/gnxw/163241.htm>。

式,可以缓解代理问题,包括减少管理层的自利行为以及缓解管理层的有限理性而损害股东利益(Jensen和Meckling,1976^[23]),实现提升公司会计信息披露质量的目的。基于利益相关者理论(Freeman,1984^[24]),监管者、股东以及债权人等都关注公司的经营状况以及会计信息,审计治理能够降低信息不对称程度,发挥合理化配置资源的作用(Fan和Wong,2005^[3])。此外,外部审计可以发挥公司治理的作用,其特有的独立性与专业性能识别并报告管理层的不端行为与公司内部控制中存在的缺陷(Fan和Wong,2005^[3]),规避道德风险问题的发生,同时经过审计的财务报告,能够向外部利益相关者传递公司真实的会计信息,避免逆向选择问题(Watts和Zimmerman,1983^[5])。最后,审计治理可以满足信息需求、合规性与战略需求。由于内部人的机会主义行为可能提供虚假和误导性信息,误导外部信息使用者决策,经过独立的外部审计,会计信息质量更高,从而满足信息需求,有助于信息使用者进行决策(卜美文和张俊民,2021^[25])。审计治理可以有效监督和促进企业的合规经营管理,降低外部利益相关者的担忧(Francis和Wang,2008^[26]);审计治理可以促进企业提升战略管理的效率和效果(陈良华等,2007^[27]),在企业经营存在不确定性时,管理层的机会主义行为会让原有公司战略在执行时偏离股东利益,股东对外部审计的依赖可用于分析和监督公司战略的执行。鉴于外部审计治理能够缓解委托人与代理人之间的信息不对称、提供高质量的决策信息,在“一带一路”沿线国经营的中国企业所面临更为复杂的环境增加了对外部审计治理的需求,这促使本文基于“一带一路”沿线国不同的外部审计治理情况探究其治理效果。

(四) 公司信息披露质量研究概述

信息披露质量的提高有助于保护投资者利益、降低交易成本,从而实现资源的有效配置,推动资本市场的健康发展(Healy和Palepu,2001^[28])。前期研究发现,高质量的公司信息披露可以降低公司债务成本(Sengupta,1998^[29])、股价崩盘风险(肖土盛等,2017^[30])以及公司市场价值与内在价值的偏离程度(徐寿福和徐龙炳,2015^[31])。现有研究也对信息披露质量的动因进行了分析。发现公司内部人有动机、有能力为了获得私人利益隐藏甚至操纵信息披露,但是通过合理的公司治理机制安排,可以约束内部人的道德风险,实现高质量的信息披露,帮助外部

利益相关者做出合理的评价与决策(Forker,1992^[32])。此外,良好的公司治理与财务状况(王斌和梁欣欣,2008^[13])提升了信息披露质量,包括合适的股权结构(La Porta等,1999^[33])与董事会规模(Beasley,1996^[34]);高管的个人特质,诸如高管金融、学术、海外经历提升了信息披露质量(何平林等,2019^[11]);女性担任董秘降低了信息披露质量(林长泉等,2016^[35]);公司进行股权质押以及过度依赖社会关系获得资源表现出较低的信息披露质量(黎来芳和陈占燎,2018^[12];任宏达和王琨,2018^[36])。如前所述,外部审计治理在改善公司环境方面具有积极作用,这促使本文进一步考察“一带一路”背景下外部审计治理能否改善公司信息披露质量。

(五) “一带一路”沿线国中国企业外部审计治理对信息披露质量的影响

中国企业在“一带一路”沿线国的经营面临着东道国对“一带一路”的认同差异所带来的风险、东道国战略转向与政局动荡以及战乱造成的风险、宗教信仰冲突和民族本位主义带来的风险以及东道国的经济波动可能导致的项目泡沫化的风险等(张述存,2017^[37])。在“一带一路”沿线国进行经营的中国企业,其所在的地理位置与中国可能相距甚远,这造成了信息不对称程度以及潜在的管理层机会主义行为。在这种背景下,公司信息披露显得尤为重要,管理层能够通过信息披露反映受托责任履行情况,外部利益相关者则能通过公司信息披露进行投资、监管等决策(La Porta等,2002^[38])。但是,未经独立审计的信息在缓解代理冲突方面作用有限。实际上,外部审计作为降低代理冲突的重要制度安排(Watts,1977^[39]),能够鉴证公司信息披露是否真实可靠,降低利益相关者的监督与交易成本,有助于以企业为载体的各种契约的执行(Watts和Zimmerman,1986^[5])。此外,Fan和Wong(2005)^[3]将审计视为公司治理的一种外部治理机制,发现在传统公司治理机制无法起到预期作用的新兴市场中,公司通过外部审计能缓解代理冲突。因此,外部审计本身所具有的功能以及其发挥的公司治理特性,有助于公司提供高质量的信息披露。

“一带一路”沿线国的国家之间,经济发展水平不一、制度环境不同造成了对外部审计需求的差异。参与“一带一路”倡议的中国企业在不同沿线国家受到外部审计监管存在差异,表现为不同国家对所在

国注册企业是否进行外部审计的要求不同。Knack 和 Keefer (1995)^[40]指出,外部审计质量的高低在很大程度上依赖于公司所处的环境和制度。因此,当中国企业的子公司在“一带一路”沿线国经营时,受到不同程度的外部审计监督将对公司信息披露质量产生差异性的影响,原因有以下两点:

第一,“一带一路”沿线国的外部审计治理体现了监管者对企业监管的重视,认可审计作为一种有效且独立的外部监督方式能够促使企业合法经营。根据制度理论(DiMaggio 和 Powell, 1983^[41]),公司被假定能与外部制度环境保持一致,且遵循社会期望、在决策过程中获得并保持基本的合法性(Todaro 等, 2020^[42]),所以外部影响(如强制性、模仿性或规范性力量)能驱动公司行为。“一带一路”沿线国的外部审计治理强度越高,中国企业就需要披露更多的信息来降低制度压力。因此,在“一带一路”沿线国的外部审计监督下,公司有动机披露高质量的信息以降低当地利益相关方的担忧,从而获得经营的合法基础。

第二,对中国企业的国内母公司而言,子公司在“一带一路”沿线国开展业务能通过对外投资实现自身业务的增长(陈胜蓝和刘晓玲, 2018^[19])。但是,参与“一带一路”倡议的企业必须尽可能地降低信息不对称,得到国内监管者、投资者、债权人等的认可。孙铮和曹宇(2004)^[43]发现境外法人股和境外个人股为了降低信息风险,将促进公司进行高质量审计服务选择。相似地,参与“一带一路”倡议下的跨境经营,公司信息风险的存在也会产生外部审计治理需求。在“一带一路”沿线国经营的中国企业,其相关信息经过审计后才能得到外部利益相关者的认可。基于上述,在“一带一路”沿线国经营的中国企业受到外部审计监督越强,国内管理层越可以据此评价相关受托责任,外部利益相关者才能够得到更高质量的会计信息。

综上,在“一带一路”沿线国经营的中国企业,向国内外利益相关者反馈投资与经营成果,其业务在沿线国是否真实、合法,都需要进行外部审计监督。强有力的外部审计治理可以促进公司信息披露质量水平的提升,满足对在“一带一路”沿线国进行经营的企业的信息监管需求,也能缓解国内利益相关者因距离、制度等因素造成的信息不对称。为此,我们提出假设 1:

H1: 限定其他条件,“一带一路”沿线国的外部审计治理水平越高,在沿线国经营的中国企业信息披露质量越高。

(六)“一带一路”沿线国法律规则水平的调节作用

法律能对投资者保护及公司治理产生积极影响(La Porta 等, 1999^[33])。La Porta 等(2002)^[38]从不同国家法律起源的角度发现,英美法系起源的法律制度对投资者保护及公司治理更好。一个国家的法律体系是投资者保护的权益保障,并影响公司治理结构以及信息披露水平(Shleifer 和 Vishny, 1997^[44])。不同法律制度能产生不同的经济后果在于法律执行效力与外部投资者利益保护上存在差异(Glaeser 和 Shleifer, 2002^[45])。外部审计在不同制度环境下会面临一系列正式与非正式制度的影响,从而会对审计执业行为与执业质量产生直接影响(彭桃英和邱兆东, 2014^[46])。在“一带一路”沿线国经营的中国企业,面临着不同于中国的法律制度环境,同时沿线国经济发展不均衡与法律建设的进程存在的差异也会对外部审计的执业行为产生潜在影响。当法律规则水平较高,对应的是较高的审计失败诉讼风险,外部审计被收买的可能性下降,能够强化外部审计的监督作用。此外,在法律环境较好的国家,制度建设较为完善,法律执行水平更高,“一带一路”沿线中国企业更可能遵守当地公司监管要求,公司治理水平更高,披露高质量的信息以避免触碰信息监管要求(La Porta 等, 1998^[47])。相反,在法律规则较差的“一带一路”沿线国家,法律诉讼成本较低、不公正现象更明显,外部审计可能出现为了私利而损害独立性,降低对企业披露信息的保证;进而,企业则因为不需要应对严苛的监管要求而降低信息披露,因为信息披露总是伴随着一定成本的发生(王斌和梁欣欣, 2008^[13])。由此,我们提出假设 2:

H2: 限定其他条件,“一带一路”沿线国的法律规则强化了外部审计治理对公司信息披露的影响。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文样本包括 2014—2019 年在“一带一路”沿线国设立子公司的 A 股上市公司,并按照如下步骤筛选样本:剔除金融保险行业观测值;剔除资产、负债总额小于和等于 0 的观测值;剔除被 ST 的企业;

剔除对应“一带一路”无法匹配外部审计治理情况的观测值；剔除其他观测变量缺失的观测值。最终得到了1335个观测值。为了避免极端值对本文研究结果产生影响，对所有连续变量进行了1%和99%分位的Winsorize处理。数据来源方面：“一带一路”沿线国数据来自“一带一路”网 (<https://www.yidaiyilu.gov.cn/>)；A股上市公司子公司目录来自Wind金融数据库；“一带一路”沿线国外部审计治理情况来自世界银行企业调查(WBES)数据并以此计算；“一带一路”沿线国的法律规则水平来自全球治理指标(WGI) (www.govindicators.org)；“一带一路”沿线国家的其他宏观层面数据来自CEIC经济数据库 (<https://insights.ceicdata.com>)；公司特征数据来自CSMAR数据库。

(二) 模型与变量

1. 假设1的检验模型。

为检验假设1——上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国的外部审计质量对公司信息披露质量的影响，本文构建了如下模型：

$$\begin{aligned} KV = & \alpha_0 + \alpha_1 AUDIT + \alpha_2 BLOCK + \alpha_3 DUAL + \alpha_4 INDR \\ & + \alpha_5 WB + \alpha_6 SIZE + \alpha_7 LEV + \alpha_8 ROA + \alpha_9 LOSS \\ & + \alpha_{10} LISTAGE + \alpha_{11} STATE + \alpha_{12} CROSS \\ & + \alpha_{13} GDP_G + \alpha_{14} AVE_GDPC \\ & + Industry/Year Dummies + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

其中，被解释变量为信息披露质量(KV)，采用徐寿福和徐龙炳(2015)^[31]、翟光宇等(2014)^[48]在Kim和Verrecchia(2001)^[49]基础上计算的KV指数——反映交易量对收益率的影响程度。如果交易量对收益率的影响较大，说明投资者对交易量信息的依赖度较高，信息披露不充分程度较高，所以该指数值越大，信息披露质量越低。AUDIT为主要的解释变量，表示上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国的外

部审计治理水平。考虑到公司的子公司可能在多个沿线国家开展业务，本文采用子公司所在的“一带一路”沿线国的外部审计比例的均值^①。AUDIT值越大，说明上市公司的子公司所在国的外部审计治理水平越高^②。若 α_1 系数显著为负，则假设1被经验证据所支持。

模型(1)中还控制了影响公司信息披露质量的相关因素。公司治理层面的因素包括第一大股东持股比例(BLOCK)、董事长和总经理二职兼任(DUAL)、独立董事比例(INDR)、女性董事(WB)、公司规模(SIZE)、资产负债率(LEV)、总资产收益率(ROA)、公司是否亏损(LOSS)、公司年龄(LISTAGE)、公司所有权性质(STATE)、是否在B股或H股上市(CROSS)。宏观层面的因素包括公司所在省份的国内生产总值的增长率(GDP_G)，子公司所在的“一带一路”沿线国的国内生产总值增长率的平均值(AVE_GDPC)。此外，行业和年度为虚拟变量。变量的详细定义见表1。

2. 假设2的检验模型。

为检验假设2，本文在模型(1)的基础上加入了“一带一路”沿线国的法律规则水平(LAW)及交乘项(AUDIT×LAW)，具体模型如下：

$$\begin{aligned} KV = & \beta_0 + \beta_1 AUDIT + \beta_2 LAW + \beta_3 AUDIT \times LAW \\ & + \beta_4 BLOCK + \beta_5 DUAL + \beta_6 INDR + \beta_7 WB + \beta_8 SIZE \\ & + \beta_9 LEV + \beta_{10} ROA + \beta_{11} LOSS + \beta_{12} LISTAGE \\ & + \beta_{13} STATE + \beta_{14} CROSS + \beta_{15} GDP_G \\ & + \beta_{16} AVE_GDPC + Industry/Year Dummies + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

其中，调节变量为“一带一路”沿线国家的法律规则水平(LAW)，采纳全球治理指标(WGI)的均值(÷100)来度量。若AUDIT×LAW的系数显著为负，则假设2被经验证据支持。

① 世界银行企业调查数据(WBES)通过分层随机抽取获得了被抽查企业年报是否进行外部审计的信息。该问题为“K21-In fiscal year, did this establishment have its annual financial statement checked and certified by an external auditor?”即“在本会计年度，该机构的年度财务报表是否由外部审计师审核和认证？”该问题的回答包含“Yes”(=1)、“No”(=2)、“Don't know”(=-9)。依据该调查数据，可计算该国抽样企业的外部审计比例以得到该国的外部审计治理情况。鉴于被调查企业中外资企业很可能被母公司要求进行外部审计，从而出现该国外部审计比例较高的情况而非该“一带一路”沿线国的实际外部审计治理水平。鉴于WBES数据库中抽样国家的企业所有权为外资(即外国私人个人、公司或组织的所有权比例为100%)的平均占比为7.50%，因而在主测试中所使用的外部审计治理水平基于各国全部被调查企业，但是本文在删除抽样企业所有权为外资后，重新计算各国外部审计治理水平，得到一致的发现。

② 若某年数据缺失，使用世界银行企业调查数据中该国近三年中最近一期调查数据的外部审计比例作为补缺。

表 1 变量定义

变量符号	变量定义
<i>KV</i>	公司信息披露质量,参考徐寿福和徐龙炳(2015) ^[31] 、翟光宇等(2014) ^[48] 在Kim和Verrecchia(2001) ^[49] 基础上计算的 <i>KV</i> 指数
<i>AUDIT</i>	外部审计治理,即上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国的抽样企业外部审计比例的均值
<i>LAW</i>	上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国的法律规则水平的均值(÷100),反映了代理人对社会规则的信心和遵守程度(数据源于全球治理指标(WGI):www.govindicators.org)
<i>BLOCK</i>	第一大股东持股比例,即第一大股东持股数与公司总股份的比值
<i>DUAL</i>	两职合一虚拟变量,若董事长和CEO由一人担任赋值为1,否则为0
<i>INDR</i>	独立董事的比例,即独立董事人数与董事会人数的比值
<i>WB</i>	女性董事,若公司董事会中存在女性董事赋值为1,否则为0
<i>SIZE</i>	公司规模,即公司年末总资产的自然对数值
<i>LEV</i>	资产负债率,即公司年末总负债与总资产的比值
<i>ROA</i>	总资产收益率,等于净利润与年末总资产的比值
<i>LOSS</i>	亏损虚拟变量,若公司净利润上一年度为负赋值为1,否则为0
<i>LISTAGE</i>	公司年龄,等于公司上市年限加1后取自然对数
<i>STATE</i>	公司所有权性质,若为国有企业赋值为1,否则为0
<i>CROSS</i>	虚拟变量,如果公司在B股或H股上市赋值为1,否则赋值为0
<i>GDP_G</i>	上市公司所在省份的国内生产总值的增长率
<i>AVE_GDPG</i>	上市公司子公司所在的“一带一路”沿线国的国内生产总值增长率的平均值(CEIC全球经济数据库)
<i>KVR</i>	信息披露质量,即基于Kim和Verrecchia(2001) ^[49] 计算的信息披露质量 <i>KV</i> 指数
<i>GRADE</i>	深交所信息披露评级,“优秀(A)”“良好(B)”“及格(C)”“不及格(D)”分别取值4、3、2、1
<i>AUDITR</i>	外部审计比例的均值(用世界银行调查数据中该国上一次调查中外部审计比例作为补缺)
<i>LOANRATE</i>	上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国的金融机构贷款利率平均值(数据源于CEIC全球经济数据库)
<i>NR</i>	上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国与中国的国家关系,若存在“全天候战略合作伙伴”“全面战略合作伙伴”和“全面战略合作伙伴”关系赋值为1,否则为0

四、实证结果及分析

(一) 变量描述性统计

表2列示了描述性统计。*KV*的均值为0.534,说明上市公司信息披露质量存在较大差异。解释变量*AUDIT*的均值为0.260,揭示了“一带一路”沿线

国的外部审计治理水平。控制变量中,独立董事比例(*INDR*)均值为38.1%,*SIZE*的均值为23.020,*LEV*的均值为0.499,*ROA*和*LOSS*的均值分别为0.034和0.076,大约有13.6%的样本企业为国有企业。其余控制变量相关统计值均在合理范围内。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
<i>KV</i>	1 335	0.534	0.187	0.169	0.402	0.511	0.650	1.069
<i>AUDIT</i>	1 335	0.260	0.142	0.040	0.160	0.225	0.339	0.764
<i>LAW</i>	1 335	0.525	0.192	0.111	0.398	0.548	0.683	0.849
<i>BLOCK</i>	1 335	0.337	0.141	0.085	0.229	0.320	0.439	0.712
<i>DUAL</i>	1 335	0.282	0.450	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
<i>INDR</i>	1 335	0.381	0.058	0.333	0.333	0.364	0.429	0.571
<i>WB</i>	1 335	0.686	0.464	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000

续前表

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4分位	中位数	3/4分位	最大值
SIZE	1 335	23.020	1.403	20.430	22.050	22.890	23.840	27.290
LEV	1 335	0.499	0.188	0.082	0.370	0.506	0.633	0.936
ROA	1 335	0.034	0.070	-0.336	0.016	0.038	0.067	0.183
LOSS	1 335	0.076	0.266	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
LISTAGE	1 335	2.420	0.610	1.099	2.079	2.485	2.944	3.367
STATE	1 335	0.136	0.343	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
CROSS	1 335	0.068	0.252	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
GDP_G	1 335	0.090	0.023	0.029	0.077	0.091	0.107	0.146
AVE_GDPG	1 335	0.040	0.020	-0.020	0.028	0.042	0.052	0.073

(二) 变量相关系数分析

限于篇幅,未列示的 Person 相关性分析表明,上市公司的子公司所在的“一带一路”沿线国的外部审计治理水平(AUDIT)与信息披露质量(KV)在1%的水平上显著为负,初步支持了假设1。在控制变量方面,女性(WB)与公司信息披露质量(KV)呈显著负相关关系,KV与BLOCK、SIZE、ROA的相关性系数显著为正,与LEV、LOSS的相关性系数显著为负,说明模型选取的控制变量具有合理性。变量间的相关性系数均小于0.5,说明变量间不存在严重的多重共线性问题。

(三) 外部审计治理、法律规则与信息披露质量:假设1与假设2的实证结果分析

表3报告了“一带一路”沿线国的外部审计治理水平(AUDIT)对上市公司信息披露质量(KV)的影响以及法律规则调节效应的结果。所有t值基于公司层面的聚类稳健调整(Cameron和Miller,2015^[50])以降低异方差的影响。列(1)为基准回归测试,列(2)中加入AUDIT后,模型整体拟合度显著得到提升(ΔR^2 为10.29^{***}),列(3)、列(4)

的逐步回归中,模型的解释力也逐步增加。

列(1)中,WB的系数显著为负,说明女性董事所具有的保守和谨慎会使得公司提高信息披露质量。STATE的系数显著为负,表明国有企业更可能遵守信息披露相关要求,促进公司信息披露质量水平的提升。CROSS的系数显著为负,说明交叉上市企业面临多重制度监管,提升了公司信息披露质量(董秀良等,2016^[51])。ROA和SIZE的系数为正,表明盈利能力降低了公司对信息披露质量的重视程度,公司规模较大、信息披露的成本增加,潜在地降低了公司信息披露质量。

列(2)中,AUDIT的系数为-0.118,在1%的水平上显著为负,支持了假设1,表明上市公司在“一带一路”沿线国设立的子公司在海外市场面临严格的外部审计监督会促使上市公司提高信息披露质量。

列(4)中,AUDIT×LAW的系数在5%的水平上显著为负,说明“一带一路”沿线国的法律规则水平促进了当地外部审计有效发挥监督作用,支持了假设2。

表3 外部审计治理、法律规则与信息披露质量

变量	(1) KV		(2) KV		(3) KV		(4) KV	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值	系数	t值
AUDIT			-0.118 ^{***}	-3.35	-0.119 ^{***}	-3.44	-0.126 ^{***}	-3.63
LAW					-0.008	-0.31	0.000	0.01
AUDIT×LAW							-0.004 ^{**}	-2.11
BLOCK	0.006	0.14	0.011	0.25	0.011	0.27	0.011	0.27
DUAL	0.006	0.48	0.006	0.49	0.007	0.55	0.005	0.43
INDR	0.125	1.29	0.133	1.38	0.131	1.38	0.129	1.36

续前表

变量	(1) KV		(2) KV		(3) KV		(4) KV	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
WB	-0.027 **	-2.29	-0.027 **	-2.24	-0.027 **	-2.32	-0.026 **	-2.27
SIZE	0.034 ***	5.77	0.031 ***	5.32	0.031 ***	5.78	0.031 ***	5.78
LEV	-0.009	-0.22	-0.004	-0.11	-0.004	-0.11	-0.005	-0.15
ROA	0.572 ***	6.00	0.565 ***	5.97	0.565 ***	6.66	0.566 ***	6.78
LOSS	-0.027	-1.38	-0.030	-1.51	-0.030	-1.53	-0.030	-1.51
LISTAGE	-0.001	-0.12	-0.003	-0.26	-0.003	-0.31	-0.004	-0.36
STATE	-0.042 **	-2.41	-0.042 **	-2.43	-0.042 ***	-2.59	-0.043 ***	-2.65
CROSS	-0.063 ***	-3.20	-0.061 ***	-3.16	-0.062 ***	-3.09	-0.060 ***	-2.96
GDP_G	-0.280	-1.08	-0.334	-1.29	-0.339	-1.35	-0.271	-1.07
AVE_GDPG	0.032	0.11	0.246	0.85	0.247	0.91	0.309	1.12
截距	-0.219 *	-1.70	-0.143	-1.09	-0.139	-1.14	-0.149	-1.22
行业	控制		控制		控制		控制	
年度	控制		控制		控制		控制	
观测值	1 335		1 335		1 335		1 335	
Adj_R ²	0.154		0.161		0.160		0.162	
ΔR ²			10.29 *** [2-1]		0.10 [3-2]		4.14 ** [4-3]	

注：所有 t 值基于公司层面的聚类稳健调整 (Cameron 和 Miller, 2015^[50])；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，下同。

(四) 敏感性测试

1. 自变量敏感性测试。

本文使用 AUDITR 进行敏感性测试。AUDITR 代表外部审计比例的均值 (用世界银行调查数据中该国上

一次调查中外部审计比例作为补缺)。如表 4 所示，列 (2) AUDITR 的系数在 10% 的水平上负向显著，进一步支持了假设 1；列 (4) 中，AUDITR×LAW 的系数显著为负，为假设 2 提供了更充分的证据。

表 4 自变量敏感性测试

变量	(1) KV		(2) KV		(3) KV		(4) KV	
	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值	系数	t 值
AUDITR			-0.055 *	-1.91	-0.054 *	-1.88	-0.083 **	-2.49
LAW					0.010	0.41	0.008	0.33
AUDITR×LAW							-0.278 *	-1.96
截距	-0.340 ***	-2.95	-0.302 **	-2.54	-0.304 **	-2.55	-0.297 **	-2.47
控制变量/行业/年度	控制		控制		控制		控制	
观测值	1 771		1 771		1 771		1 771	
Adj_R ²	0.158		0.160		0.160		0.161	
ΔR ²			4.22 ** [2-1]		0.18 [3-2]		3.77 * [4-3]	

注：所有 t 值基于公司层面的聚类稳健调整 (Cameron 和 Miller, 2015^[50])。

2. 因变量敏感性测试。

本文首先使用了 Kim 和 Verrecchia (2001)^[49] 计算的信息披露质量 KV 指数 (KVR) 替代主检验中的

因变量 KV；其次使用深圳证券交易所对上市公司信息披露评级 (GRADE) (郭建鸾和简晓彤, 2021^[52]) 替代主检验中的因变量 KV。评级 (GRADE) 为“优

秀 (A) ” “良好 (B) ” “及格 (C) ” “不及格 (D) ” 分别赋值 4、3、2、1, 该值越大说明公司信息披露质量越高。如表 5 所示, 列 (1)、(2) 的因变量为 *KVR*, 使用 OLS 回归; 列 (3)、列 (4) 的因

变量为 *GRADE*, 使用泊松回归。列 (1) 和列 (3) 的 *AUDIT* 系数分别显著为负与显著为正, 为假设 1 提供了支持。列 (2) 和列 (4) *AUDIT*×*LAW* 系数分别显著为负与显著为正, 支持了假设 2。

表 5 因变量敏感性测试

变量	(1) <i>KVR</i>		(2) <i>KVR</i>		(3) <i>GRADE</i>		(4) <i>GRADE</i>	
	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>t</i> 值	系数	<i>z</i> 值	系数	<i>z</i> 值
<i>AUDIT</i>	-0.053 **	-2.26	-0.056 **	-2.41	0.090 *	1.80	0.098 *	1.93
<i>LAW</i>			0.010	0.59			-0.019	-0.48
<i>AUDIT</i> × <i>LAW</i>			-0.215 **	-2.28			0.455 *	1.84
截距	0.573 ***	8.57	0.565 ***	8.43	-0.095	-0.57	-0.078	-0.46
控制变量/行业/年度	控制		控制		控制		控制	
观测值	1 335		1 335		1 309		1 309	
<i>Adj_ R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.310		0.312		0.018		0.018	
ΔR^2			2.61 * [2-1]				0.54 [4-3]	

注: 所有 *t/z* 值基于公司层面的聚类稳健调整 (Cameron 和 Miller, 2015^[50])。

(五) 内生性控制: 差分模型方法

本部分基于模型 (1) 和 (2), 采纳差分模型、使用 OLS 回归分析探究 “一带一路” 沿线国外部审计治理水平的变化是否会影响公司信息披露质量变

化。如表 6 列 (2), Δ *AUDIT* 的系数在 10% 的水平上显著为负, 支持了假设 1。列 (4) 中, Δ *AUDIT*× Δ *LAW* 的系数在 10% 的水平上负显著, 支持了假设 2。

表 6 外部审计治理变化对信息披露质量变化的影响 (Change-model 分析)

变量	(1) Δ <i>KV</i>		(2) Δ <i>KV</i>		(3) Δ <i>KV</i>		(4) Δ <i>KV</i>	
	系数	<i>t</i> 值						
Δ <i>AUDIT</i>			-0.160 *	-1.79	-0.160 *	-1.78	-0.159 *	-1.85
Δ <i>LAW</i>					-0.003	-0.03	-0.050	-0.43
Δ <i>AUDIT</i> × Δ <i>LAW</i>							-0.979 *	-1.82
截距	-0.002	-0.09	-0.004	-0.16	-0.004	-0.16	-0.006	-0.24
控制变量/行业	控制		控制		控制		控制	
观测值	730		730		730		730	
<i>Adj_ R</i> ²	0.030		0.032		0.031		0.032	
ΔR^2			2.82 * [2-1]		0.00 [3-2]		3.07 * [4-3]	

注: 所有 *t* 值均经过了异方差稳健标准误 (Huber-White) 调整。

(六) 内生性控制: 工具变量的两阶段回归

本文进一步采用工具变量回归来控制内生性。为此, 本文首先需要寻找一个变量能解释自变量 “一带一路” 沿线国的外部审计治理水平, 但又不影响公司信息披露质量。一个区域的金融机构贷款利率高, 贷款人面临较高的融资成本, 贷款人普遍面临着较高的债务偿还风险, 更需要外部审计提供信息保证来降低偿债风险。因此, 区域金融机构贷款利率

与外部审计治理水平息息相关, 但并无直接的文献可以表明地方金融机构贷款利率高会影响公司信息披露质量。因此, 金融机构贷款利率可能是一个合适的工具变量。

本文采用上市公司子公司所在的 “一带一路” 沿线国的金融机构贷款利率的平均值 (*LOANRATE*) 来衡量子公司所在国的金融机构贷款利率水平。表 7 列 (1) 展示了使用 *LOANRATE* 作为工具变量的回归

结果（第一阶段）。LOANRATE的系数在1%的水平上显著为正，且F统计量为17.21，大于Staiger和Stock（1997）^[53]弱工具变量检验的临界值10，表明

LOANRATE不是弱工具变量。列（2）表明，AUDIT*与KV显著负相关，支持了假设1。列（4）中，AUDIT*×LAW在10%的水平上显著为负，支持了假设2。

表7 工具变量两阶段回归

变量	第一阶段		第二阶段					
	(1)AUDIT		(2)KV		(3)KV		(4)KV	
	系数	t值	系数	t值	系数	t值	系数	t值
LOANRATE	0.458***	2.67						
AUDIT*			-0.870**	-2.30	-1.489***	-3.22	-1.122**	-2.19
LAW					-0.107**	-2.56	0.066	0.59
AUDIT*×LAW							-0.669*	-1.66
截距	0.492***	4.67	0.187	0.82	0.565**	2.04	0.481*	1.73
控制变量/行业/年度	控制		控制		控制		控制	
观测值	1 174		1 174		1 174		1 174	
Adj_R ²	0.267		0.183		0.188		0.189	
ΔR ²					7.65*** [3-2]		2.78* [4-3]	

注：所有t值基于公司层面的聚类稳健调整（Cameron和Miller，2015^[50]）。

（七）分组测试：考虑“一带一路”沿线国与中国的外交关系

外部审计是对公司财务状况、法律关系以及面临的潜在风险进行尽职调查。如果公司经营所在的“一带一路”沿线国与中国的外交关系级别较高，那么这些国家对我国的信任度越高，所以可能对当地外部审计的依赖度会降低。此外，外交关系级别越高，企业与当地市场主体的信息沟通越通常，这将降低信息不对称和对中国企业的外部审计需求。基于此，本

文引入变量NR——中国与“一带一路”沿线国家的外交关系，进行分组测试。若存在“全天候战略合作伙伴”“全面战略协作伙伴”和“全面战略合作伙伴”关系，即存在重要外交关系赋值为1，否则为0。表8列（1）中，对于NR=1的子样本，AUDIT系数不显著；但列（2）中，对于NR=0的子样本AUDIT在1%的水平上显著为负。这说明“一带一路”沿线国与中国外交关系较好时，会削弱外部审计治理对公司信息披露质量的积极作用。

表8 进一步研究：“一带一路”沿线国与中国不同外交关系下外部审计治理对信息披露质量的影响

变量	因变量：KV			
	(1)NR=1		(2)NR=0	
	系数	t值	系数	t值
AUDIT	-0.012	-0.19	-0.141***	-2.72
截距	-0.367**	-2.12	0.325*	1.82
控制变量/行业/年度	控制		控制	
观测值	849		486	
Adj_R ²	0.173		0.163	
系数差异性测试	2.84*			

注：所有t值基于公司层面的聚类稳健调整（Cameron和Miller，2015^[50]）。

五、研究结论及启示

“一带一路”倡议提供了中国企业走向海外市场的机会，为了更好地监督在“一带一路”沿线国进

行经营的中国企业的经营状况，缓解委托人与代理人之间的信息不对称，外部审计就成为关键因素。本文聚焦于外部审计治理，探究其对在“一带一路”沿线国进行经营的中国上市公司的信息披露质量的影响

响。研究发现,在“一带一路”沿线国进行经营的中国企业面临的外部审计治理水平越高,信息披露质量越高。此外,沿线国的法律规则水平强化了外部审计治理对信息披露质量的影响。

本文研究有如下几个方面的理论启示:首先,基于外部审计质量对“一带一路”背景下中国企业信息披露质量影响的分析,丰富了现有研究关于公司信息披露质量单一制度背景的研究。其次,研究发现丰富了外部审计治理功能的应用范畴。最后,当地法律规则水平强化了外部审计治理水平对公司信息披露质量的影响,拓展了法与公司治理的研究。

本文研究发现的政策启示包括:(1)国内监管者应重视外部审计治理在“一带一路”沿线国中国企业经营中所发挥的外部监督作用,提升公司的信息披露质量。(2)对参与“一带一路”倡议的企业而言,应重视外部审计治理在履行受托责任及缓解信息

不对称方面的作用,因为外部审计监督对公司信息披露质量的提升更有助于满足沿线国当地的制度要求,降低当局监管者对沿线企业经营的关注。(3)对市场投资者而言,公司信息披露尤为重要的,在“一带一路”沿线国进行经营的中国企业接受的外部审计治理对信息披露质量具有积极影响;同时投资者也应关注跨境经营下当地的法律规则水平以缓解自身信息劣势。

本文研究可能存在如下局限:首先,由于“一带一路”倡议实施的时间并不长,因此本文仅采纳了2014—2019年期间的样本进行研究,所有研究结论有赖于未来更长时窗的经验证据的确认。其次,由于数据限制,本文使用了在“一带一路”沿线国设有子公司的上市公司的信息披露质量作为因变量,未来研究需要通过丰富被解释变量进行进一步分析。

参考文献

- [1] 厉以宁,林毅夫,郑永成. 读懂“一带一路”[M]. 北京:中信出版集团出版,2015.
- [2] 马轶群,倪敏,李勇五.“一带一路”倡议、国有企业境外投资风险和国家审计治理[J]. 山西财经大学学报,2020(7):114-126.
- [3] Fan J P H, Wong T J. Do External Auditors Perform a Corporate Governance Role in Emerging Markets? Evidence from East Asia [J]. Journal of Accounting Research, 2005, 43 (1): 35-72.
- [4] Peterson K, Schmardebeck R, Wilks T J. The Earnings Quality and Information Processing Effects of Accounting Consistency [J]. The Accounting Review, 2015, 90 (6): 2483-2514.
- [5] Watts R L, Zimmerman J L. Positive Accounting Theory [M]. Englewood Cliffs, NY: Prentice-Hall, 1986.
- [6] Lennox C S, Pittman J A. Voluntary Audits Versus Mandatory Audits [J]. The Accounting Review, 2011, 86 (5): 1655-1678.
- [7] Grein B M, Tate S L. Monitoring by Auditors: The Case of Public Housing Authorities [J]. The Accounting Review, 2011, 86 (4): 1289-1319.
- [8] Manry D, Tiras S L, Wheatley C M. The Influence of Interim Auditor Reviews on the Association of Returns with Earnings [J]. The Accounting Review, 2003, 78 (1): 251-274.
- [9] Goodwin J, Wu D. What Is the Relationship between Audit Partner Busyness and Audit Quality? [J]. Contemporary Accounting Research, 2016, 33 (1): 341-377.
- [10] Cheng C S A, Sun W, Ye K, Zhang N. The Effect of Auditing on Promoting Exports: Evidence from Private Firms in Emerging Markets [J]. Management Science, 2020, 66 (4): 1692-1716.
- [11] 何平林,孙雨龙,宁静,陈亮. 高管特质、法治环境与信息披露质量[J]. 中国软科学,2019(10):112-128.
- [12] 黎来芳,陈占燎. 控股股东股权质押降低信息披露质量吗?[J]. 科学决策,2018(8):1-20.
- [13] 王斌,梁欣欣. 公司治理、财务状况与信息披露质量——来自深交所的经验证据[J]. 会计研究,2008(2):31-38.
- [14] Lin C, Lin P, Song F. Property Rights Protection and Corporate R&D: Evidence from China [J]. Journal of Development Economics, 2010, 93 (1): 49-62.
- [15] 于洪君.“一带一路”:联动发展的中国策[M]. 北京:人民出版社,2017.
- [16] Dunford M, Liu W. Chinese Perspectives on the Belt and Road Initiative [J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2019, 12 (1): 145-167.
- [17] 吴望春,李春华.“一带一路”倡议对沿线省份收费收入增长的影响效果评估——基于双重差分的实证分析[J]. 中央财经大学学报,2018(10):24-32.
- [18] 方慧,赵甜. 中国企业对“一带一路”国家国际化经营方式研究——基于国家距离视角的考察[J]. 管理世界,2017(7):17-23.
- [19] 陈胜蓝,刘晓玲. 公司投资如何响应“一带一路”倡议?——基于准自然实验的经验研究[J]. 财经研究,2018(4):20-33.
- [20] 徐思,何晓怡,钟凯.“一带一路”倡议与中国企业融资约束[J]. 中国工业经济,2019(7):155-173.

- [21] 卢盛峰, 董如玉, 叶初升. “一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据 [J]. 中国工业经济, 2021 (3): 80-98.
- [22] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级 [J]. 中国工业经济, 2019a (3): 43-61.
- [23] Jensen M C, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [24] Freeman R E. Strategic Management: A Stakeholder Approach [M]. New York: Cambridge University Press, 2010.
- [25] 卜美文, 张俊民. 企业家精神、审计治理与公司价值——基于中国上市公司的经验证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (3): 74-87.
- [26] Francis J R, Wang D. The Joint Effect of Investor Protection and Big 4 Audits on Earnings Quality around the World [J]. Contemporary Accounting Research, 2008, 25 (1): 157-191.
- [27] 陈良华, 张越, 陈小燕. 连续审计的概念特征和实现模型研究 [J]. 审计研究, 2007 (3): 72-76.
- [28] Healy P M, Palepu K G. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature [J]. Journal of Accounting and Economics, 2001, 31 (1/3): 405-440.
- [29] Sengupta P. Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt [J]. Accounting Review, 1998: 459-474.
- [30] 肖土盛, 宋顺林, 李路. 信息披露质量与股价崩盘风险: 分析师预测的中介作用 [J]. 财经研究, 2017 (2): 110-121.
- [31] 徐寿福, 徐龙炳. 信息披露质量与资本市场估值偏误 [J]. 会计研究, 2015 (1): 40-47.
- [32] Forker J J. Corporate Governance and Disclosure Quality [J]. Accounting and Business Research, 1992, 22 (86): 111-124.
- [33] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. Corporate Ownership around the World [J]. The Journal of Finance, 1999, 54 (2): 471-517.
- [34] Beasley M S. An Empirical Analysis of the Relation Between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud [J]. The Accounting Review, 1996: 443-465.
- [35] 林长泉, 毛新述, 刘凯璇. 董秘性别与信息披露质量——来自沪深A股市场的经验证据 [J]. 金融研究, 2016 (9): 193-206.
- [36] 任宏达, 王琨. 社会关系与企业信息披露质量——基于中国上市公司年报的文本分析 [J]. 南开管理评论, 2018 (5): 128-138.
- [37] 张述存. “一带一路”战略下优化中国对外直接投资布局的思路与对策 [J]. 管理世界, 2017 (4): 1-9.
- [38] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, Vishny R W. Investor Protection and Corporate Valuation [J]. The Journal of Finance, 2002, 57 (3): 1147-1170.
- [39] Watts R L. Corporate Financial Statements, A Product of the Market and Political Processes [J]. Australian Journal of Management, 1977, 2 (1): 53-75.
- [40] Knack S, Keefer P. Institutions and Economic Performance: Cross-country Tests Using Alternative Institutional Measures [J]. Economics & Politics, 1995, 7 (3): 207-227.
- [41] DiMaggio P J, Powell W W. The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields [J]. American Sociological Review, 1983: 147-160.
- [42] Todaro N M, Daddi T, Testa F, et al. Organization and Management Theories in Environmental Management Systems Research: A Systematic Literature review [J]. Business Strategy & Development, 2020, 3 (1): 39-54.
- [43] 孙铮, 曹宇. 股权结构与审计需求 [J]. 审计研究, 2004 (3): 7-14.
- [44] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. The Journal of Finance, 1997, 52 (2): 737-783.
- [45] Glaeser E L, Shleifer A. Legal Origins [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117 (4): 1193-1229.
- [46] 彭桃英, 邱兆东. 制度环境、媒体监督与审计质量 [J]. 财经论丛, 2014 (8): 60-69.
- [47] La Porta R, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A, Vishny R W. Law and Finance [J]. Journal of Political Economy, 1998, 106 (6): 1113-1155.
- [48] 翟光宇, 武力超, 唐大鹏. 中国上市银行董事会秘书持股降低了信息披露质量吗? ——基于2007—2012年季度数据的实证分析 [J]. 经济评论, 2014 (2): 127-138.
- [49] Kim O, Verrecchia R E. The Relation among Disclosure, Returns, and Trading Volume Information [J]. The Accounting Review, 2001, 76 (4): 633-654.
- [50] Cameron A C, Miller D L. A Practitioner's Guide to Cluster-robust Inference [J]. Journal of Human Resources, 2015, 50 (2): 317-372.
- [51] 董秀良, 张婷, 孙佳辉. 中国企业跨境交叉上市改善了公司治理水平吗? ——基于分析师预测准确度的实证检验 [J]. 中国软科学, 2016, (9): 99-111.
- [52] 郭建鸾, 简晓彤. 分析师的外部监督效应——来自企业高管在职消费的证据 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (2): 73-88.
- [53] Staiger D, Stock J H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. Econometrica, 1997, 65 (3): 557-586.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方, 张安平)

非执行董事与上市公司内幕交易

——来自中国 A 股市场的经验证据

Non-executive Directors and Insider Trading in Listed Companies:
Evidences from China's A-share Market

陆 超 张斯毓

LU Chao ZHANG Si-yu

[摘要] 内幕交易严重损害了资本市场的“公开、公正、公平”原则，备受各界关注。本文以2009—2018年中国A股上市公司的重大资产重组事件为样本，采用固定效应模型实证检验了非执行董事对上市公司内幕交易行为的影响。研究结果表明，非执行董事能够显著降低上市公司内幕交易的发生；其次，不论是控股股东还是非控股股东委派的非执行董事都可以有效抑制上市公司的内幕交易行为；进一步研究发现，高管激励机制和外部监督机制对非执行董事抑制内幕交易的作用存在调节效应，二者均会削弱非执行董事与内幕交易之间的负向关系。本文的研究丰富了董事会治理作用和内幕交易的现有研究，为中国上市公司完善董事会治理结构提供了新的实践思路。

[关键词] 非执行董事 内幕交易 高管激励机制 外部监督机制

[中图分类号] F830.9 F271 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0072-12

Abstract: Insider trading has seriously damaged the principle of “Open, Fair and Equitable” in the capital market, and has attracted attention from all walks of life. This paper empirically examines the effect of non-executive directors on insider trading behavior of listed companies using the fixed effects model with a sample of major asset restructuring events in Chinese A-shares from 2009 to 2018. The results show that non-executive directors can significantly reduce the occurrence of insider trading in listed companies; secondly, both non-executive directors appointed by controlling shareholders and non-controlling shareholders can effectively inhibit the insider trading behavior of listed companies; further research shows that executive incentive mechanism and external supervision mechanism have a moderating effect on the role of non-executive directors in inhibiting insider trading. Both of them will weaken the negative relationship between non-executive directors and insider trading. This paper enriches the existing research on the role of board governance and insider trading, and provides new practical ideas for the improvement of board governance structure of Chinese listed companies.

Key words: Non-executive director Insider trading Executive incentive mechanism External monitoring mechanism

[收稿日期] 2020-12-14

[作者简介] 陆超，男，1978年1月生，北京交通大学经济管理学院副教授，博士生导师，研究方向为公司金融；张斯毓，女，1996年10月生，北京交通大学经济管理学院硕士研究生，研究方向为公司金融。本文通讯作者为陆超，联系方式为 Chaolu@bjtu.edu.cn。

[基金项目] 国家社会科学基金后期资助项目“基于公司特质信息的中国资本市场定价效率影响因素研究”（项目编号：19FJYB024）。感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

内幕交易严重扰乱了资本市场的“公开、公正、公平”，削弱了资本市场的配置效率，这不仅影响了资本市场的可持续发展，也损害了广大投资者的利益。一直以来，内幕交易都是中国监管部门重点打击对象之一。截至2018年7月31日，中国证监会共发布了253份内幕交易行政处罚书，经过统计发现：(1) 涉内幕交易的主体以公司高管（董事、监事、高级管理人员）及其关联人员为主，占比达到86.96%。(2) 182件涉及上市公司的兼并重组，占比高达71.94%。但是，由于并购重组决策周期长、法律程序复杂，内幕交易形成了隐蔽性强、难以被准确识别和控制的特点，导致各国对内幕交易的监管出现较大的滞后性和诸多障碍。因此，明确影响内幕交易的关键因素并加以有效治理已经成为学界、实务界和监管层的共识。

理论上，良好的公司治理机制将缓解代理冲突，直接影响上市公司内部人行为和信息披露，有助于抑制内幕交易行为（朱伟骅，2009^[1]）。尽职的董事会作为公司治理机制的一部分，能够良好地监督公司经营运作、督促管理层认真工作，减少股东与管理层间的代理冲突和信息不对称程度（Jensen，1993^[2]）。独立董事作为董事会中的重要组成部分备受关注。目前，绝大多数文献以独立董事比例作为衡量董事会治理效果和独立性的指标（Mishra 和 Nielsen，2000^[3]；Roberto，2007^[4]；Beasley，1996^[5]；Hsu 和 Wu，2014^[6]；Fuente 等，2017^[7]）。但是，作为股东利益“代言者”的非执行董事，在缓解股东与管理层之间利益冲突时能够发挥更有效的治理作用（陆正飞和胡诗阳，2015^[8]；胡诗阳和陆正飞，2015^[9]；章卫东和黄一松，2015^[10]；桂荷发和黄节根，2016^[11]；赵健梅等，2017^[12]）。非执行董事通常由公司股东委派，甚至有部分成员在大股东的单位兼任乃至本身就是公司的主要股东之一，直接代表委派股东的利益。因此，选聘独立于管理层的非执行董事不仅有着不逊于独立董事的独立性，还具有更强的动机去监督内部人利用内幕消息牟利的机会主义行为，改善公司治理质量，从而抑制内幕交易。

本文利用国泰安（CSMAR）数据库的董事会成员信息数据对2009—2018年中国上市公司董事会结构进行了整理分析。本文发现：(1) 非执行董事比例与执行董事比例的趋势变化是基本对称的。即非执

行董事比例的上升（下降）幅度基本等于执行董事比例的下降（上升）幅度。也就是说，董事会当中非执行董事与执行董事之间存在较为明显的替代关系，这种此消彼长的关系某种程度上代表了股东和管理层的力量对比。(2) 独立董事比例基本稳定，维持在1/3左右，这与上市公司董事会成员中应当至少包括三分之一独立董事的制度安排相吻合（辛清泉等，2013^[13]）。(3) 非执行董事比例一直维持在25%以上，说明非执行董事在董事会中具有相当重要的地位，并发挥越来越重要的作用（陆正飞和胡诗阳，2015^[8]）。

但是，纵观现有文献，却鲜有研究采用中国非执行董事分类标准，从内幕交易的视角探讨非执行董事的公司治理作用。同时，控股股东与非控股股东委派的非执行董事谁对内幕交易的治理作用更为有效也值得深入探讨。基于此，本文以2009—2018年中国A股上市公司重大资产重组事件为研究样本，研究了非执行董事对内幕交易的治理作用。同时通过对非执行董事进行进一步细分，分别检验控股股东董事和非控股股东董事的治理作用，并引入高管激励机制和外部监督机制作为调节变量来考察非执行董事治理作用的变化。

相较于已有研究，本文的贡献主要为以下几点：第一，从内幕交易视角出发，证实了中国上市公司非执行董事存在积极的公司治理作用。本文扩展和丰富了中国内幕交易的研究范畴，证实了中国上市公司的非执行董事作为股东利益的维护者，能够抑制侵害股东利益的内幕交易，对维护我国资本市场的持续发展具有现实意义。第二，丰富了非执行董事的现有研究。中国的非执行董事相较于国外来看更加细致，而这一特殊群体的关注度依然较低，对内幕交易治理作用的研究更是凤毛麟角，本文的研究为董事会中不同类别董事的席位安排以及董事选聘提供了新的公司治理实践思路和启示。第三，控股股东和非控股股东与公司的紧密程度差异巨大，那么，非控股股东是否有动力进行积极的公司治理一直存在较大争议。本文从内幕交易角度出发，证实了中国上市公司的非控股股东同样存在积极的公司治理动机，补充了相关研究领域的空白。

二、文献综述与研究假设

（一）非执行董事与内幕交易

非执行董事作为公司治理机制的一部分，在理论

上可以发挥有效的监督作用,从而抑制上市公司的内幕交易,维护股东利益。具体来讲,非执行董事可以在内幕交易的事前、事中和事后三个阶段均可以发挥有效的治理作用。

首先,非执行董事一般是受公司股东委派进入董事会参与公司治理,代表的是委派股东的利益,甚至其薪酬也主要来源于股东,有天然的动机去积极监督一切可能损害股东利益的行为(胡珺等,2020^[14])。因此,非执行董事的行动必然是以股东价值最大化为目标,在内幕交易实施之前,非执行董事就有动机去提前搜寻、监督、审查内部知情人的可疑行为并给予及时遏止。

其次,在上市公司已经发生内幕交易的情况下,非执行董事可以更好地察觉和识别内幕交易行为。原因主要有两点:第一,非执行董事作为股东直接委派的全职监督人员,通常在股东单位任职,因此接触上市公司时间更长,有更多的时间和精力收集信息,对于上市公司的内部信息也了解得更为透彻。与“繁忙”的独立董事相比,非执行董事和内幕消息知情人之间的信息不对称程度更低,可以更好地察觉内幕交易行为,监督能力相对更强(陆正飞和胡诗阳,2015^[8];赵健梅等,2017^[12])。第二,非执行董事通常具有丰富的专业知识、技能以及外部沟通渠道,可以进一步增强非执行董事的监督能力(Kim和Lin,2010^[15];Shin等,2018^[16];Kim,2020^[17])。具体到内幕交易上:一方面,内幕交易具有隐蔽性强、准确识别难度大的特点,而非执行董事所具备的专业知识和技术背景可以帮助其更好地识别内幕交易,提高内幕交易的曝光风险,进而遏制内幕交易行为。另一方面,部分非执行董事在股东单位兼职,这一外部沟通渠道有助于非执行董事搜寻信息,信息来源的增加有助于降低信息不对称,进而增强非执行董事识别内幕交易的能力。

最后,与聘任受到管理层影响的独立董事不同(Hwang和Kim,2009^[18]),非执行董事不受公司高层制约,在检举相关人员的内幕交易时没有顾虑,具有更强的监督独立性(陆正飞和胡诗阳,2015^[8])。因此,在内幕交易曝光后,为了维护股东利益,非执行董事会积极支持董事会对内幕交易涉案人员进行处罚,或者向证监会进行举报。内幕交易败露后带来的巨大处罚成本可以起到威慑作用,从而遏制内幕消息知情人利用信息优势牟利的意愿。为了不被非执行董事察觉和举报内幕交易,内部知情人只能采取更为隐蔽

的交易方式,隐藏内幕交易行为,进而导致内幕交易的成本上升,交易成本的提高又会进一步遏制内幕交易。

基于以上分析,提出本文的假设1:

H1: 非执行董事占比越高,内幕交易程度越低。

(二) 非执行董事股东背景与内幕交易

本文根据非执行董事背后委派者的特征,将其进一步细分为控股股东董事和非控股股东董事。非执行董事代表的是委派股东的利益,考虑到股东委派背景的不同,非执行董事的监督作用可能也存在差异。内部知情人利用内幕消息进行交易的行为严重损害了股东利益,控股股东因持股比例较高,监督内幕交易可以获得更高的利益,有更大的动机去激励非执行董事对内幕交易进行监督,因此控股股东具有“监督效应”(Shleifer和Vishny,1997^[19]);且随着控股股东持股比例的增加,控股股东与其他股东的利益趋于一致,将具有共同的公司长远利益目标,因此控股股东具有“利益协同效应”(Jensen和Meckling,1976^[20])。Denis和McConnell(2003)^[21]总结了世界范围内公司治理情况,证实了在股权集中的公司,大股东能够起到监督管理层的作用。以上证据都表明控股股东能够支持非执行董事的监督作用。

另一方面,集中的股权也赋予了控股股东更高的公司控制权,控股股东可能基于信息优势地位而追求自身利益(Morck等,1988^[22]),与内部知情人合谋通过内幕交易获利,侵占中小股东的利益(Johnson等,2000^[23]),控制董事会并攫取超额董事席位,削弱董事会对管理层的监管力量(Young等,2008^[24])。柳建华等(2008)^[25]的研究发现,大股东会通过关联交易来转移公司资源,“掏空”上市公司。因此控股股东存在“掏空效应”,可能会削弱非执行董事对内幕交易的监督作用。考虑到“监督效应”“利益协同效应”和“掏空效应”的作用相互冲突,控股股东对内幕交易的治理作用尚不明晰。

受上述效应正反两方面的影响,由控股股东委派的非执行董事的治理立场也有待商榷:若控股股东的“监督效应”和“利益协同效应”占据主导地位,控股股东董事就会积极履行监督职责,抑制内幕交易;反之,若控股股东的“掏空效应”占据主导地位,控股股东董事由于受制于控股股东,可能就会放松对内幕交易的监管,甚至可能协助控股股东与内部人合谋侵占非控股股东的利益。至于哪一种效应占据主导地位,属于实证问题,参考王化成等(2015)^[26]的研究,在此提出竞争性假设H2a和H2b:

H2a: 在“利益协同效应”“监督效应”占据主导地位时,控股股东董事会抑制内幕交易。

H2b: 在“掏空效应”占据主导地位时,控股股东董事会促进内幕交易。

与控股股东不同,非控股股东不具备通过内幕交易掏空上市公司的能力。首先,非控股股东的持股比例较低,在上市公司内部的权力较小,所能用于内幕交易的股票也较少。其次,非控股股东既不掌握公司的控制权,又不直接参与公司的经营和管理,要想掌握上市公司的内幕消息或掌握内幕消息的获取渠道(何贤杰等,2014^[27])的难度是比较大的。而且我国对于内幕信息知情人的管理一直较为严格,对内幕交易的处罚力度也在逐渐加大,因此非控股股东也很难从内幕信息知情人手中获取内幕信息。另外,非控股股东往往是内幕交易的受害者。控股股东和管理层既满足内幕交易的条件,在高额利润的诱惑下也具备内幕交易的动机。在此背景下,非控股股东的利益会受到他人内幕交易的侵害,而非控股股东董事作为非控股股东的利益维护者,具有天然的动机去监督上市公司的内幕交易行为,通过敦促上市公司登记内幕信息知情人档案信息,积极开展内部自查等方式,遏制内幕交易和信息泄露。尽管以往文献大多表明中小股东的监督意愿薄弱,通常选择“用脚投票”或者“搭便车”的消极监督方式,但已经有越来越多的研究发现中小股东同样存在积极的监督治理作用(黎文靖等,2012^[28];祝继高等,2015^[29])。基于以上分析,本文认为非控股股东董事的监督立场更坚定,据此提出假设 H2c:

H2c: 非控股股东董事对内幕交易存在抑制作用。

(三) 非执行董事、高管激励与内幕交易

基于委托代理理论,有效的高管激励措施可以引导高管利益与股东利益趋于一致,降低代理成本。由于涉内幕交易的主体主要是掌握信息优势的高管人员,而高管激励机制能够约束高管行为,进而可能会影响到非执行董事对内幕交易的治理作用,因此本文进一步对高管激励机制的调节作用进行了研究。高管激励机制主要可以分为薪酬激励和股权激励两大类。

其中,股权激励作为公司治理的一大重要激励措施,能够使管理层与上市公司共担风险、共享利润,有助于缓解委托代理问题,从而约束管理层的机会主义行为和短期投机行为(Morck等,1988^[22];Fong,2010^[30])。随着管理层持股比例的增加,管理层与控

股股东的利益趋于一致(Jensen和Meckling,1976^[20]),管理层进行内幕交易的动机也随之减弱,上市公司发生内幕交易的可能性减小。此时,内幕交易的发生频率和数量下降,非执行董事发挥治理作用的机会也随之减少,表现为非执行董事治理成效的下降。因此,股权激励机制作为内部治理机制的一部分,可以减少内幕交易并替代非执行董事的治理作用,故管理层持股将弱化非执行董事对内幕交易的抑制作用。

从薪酬激励的角度来看,内幕交易本质上是管理层实现寻租的一种途径,也是对管理层的一种有效补偿机制(Manne,1966^[31]),而限制内幕交易的公司需要支付给管理层更高的薪酬作为补偿(Roulstone,2003^[32])。换言之,高管的薪酬水平越低,高管越倾向于通过内幕交易来补偿薪酬损失,高管薪酬与其内幕交易机会存在替代效应(Noe,1997^[33])。基于参照点理论,当高管薪酬激励不足,或低于高管的参照标准时,高管寻求替代性补偿激励的欲求就越强烈,越可能进行内幕交易。再者,较低的薪酬水平也会令管理层怠慢公司治理,更可能放任内幕信息泄露而不作为。因而,可以预期,当高管薪酬处于较低水平时,非执行董事与内幕交易之间的负相关关系将增强。

基于以上分析,提出本文的第3组假设:

H3a: 管理层持股会弱化非执行董事对内幕交易的抑制作用。

H3b: 高管薪酬水平越低,非执行董事与内幕交易间的负相关关系越强。

此外,还存在另一种可能,非执行董事能够发挥良好的公司治理效果,提高公司的股权激励、薪酬激励效率,进而减少高管的内幕交易行为。事实上,已经有研究发现非执行董事可以促进高管薪酬激励契约的有效性,并抑制公司高管对于在职消费隐形激励契约的选择(王敏等,2017^[34])。基于上述猜想,提出假设 H3c:

H3c: 非执行董事可以提高公司的股权激励、薪酬激励效率,进而减少内幕交易。

(四) 非执行董事、外部监督与内幕交易

良好的外部监督机制可以对内部知情人形成有效制约,减少上市公司发生内幕交易的可能性,与非执行董事的监督作用存在替代互补关系。机构投资者作为外部股东,有动机参与公司治理并提高公司的内部治理水平(蔡宏标和饶品贵,2015^[35];杨海燕等,2012^[36]),使内部知情人内幕交易的操作空间缩小,同时也加大了内幕交易的暴露风险,进而遏制了内幕

交易。证券分析师作为重要的信息中介,其具有的专业知识可以更好地分析和解读公司财务报表,提高信息转换效率(Easley和O'Hara,2004^[37]),从而降低信息不对称程度和内幕交易收益(Aboody和Lev,2000^[38]),降低内部知情人参与内幕交易的意愿。另一方面,分析师通常会长期且稳定地关注一家公司(李春涛等,2014^[39]),因此在上市公司内部出现异常状况时可以及时察觉,相较于普通投资者具有更强的监督能力。分析师作为外部监督机制的一大组成部分,可以有效抑制内幕交易(Frankel和Li,2004^[40])。现有公司治理文献表明,公司外部治理机制和内部治理机制存在一定的替代效应,内部治理水平较差的公司,其外部治理效果更能得到体现(Byers等,2008^[41]),反之亦然(Ferreira等,2011^[42])。由此推断,在外部监督机制更完善的公司中,非执行董事发挥作用的空間更小,对于非执行董事的需求也相应更低,非执行董事的一部分监督职能被外部监督替代。

H4: 外部监督与非执行董事存在监督替代关系,会弱化非执行董事对内幕交易的抑制作用。随着分析师关注度和机构投资者持股比例的增加,非执行董事与内幕交易间的负相关关系将减弱。

三、实证研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取2009—2018年中国A股所有上市公司的重大资产重组事件为初始样本,所有数据均来源于国泰安数据库(CSMAR)。本文借鉴以往学者的研究,对数据进行以下处理:(1)剔除金融类企业;(2)同一家企业且首次公告日相同的多次重大资产重组事件视为同一事件;(3)同一公司年度内(或者相邻年度的180天内)发生多次重大事件的,只取第一次事件;(4)剔除公告后数据不完整、公告前交易日中停牌超过30天,事件停牌超过360天的样本;(5)剔除日超常收益率绝对值大于0.2的样本,以便计算累计超额收益指标;(6)剔除数据缺失样本。

(二) 变量定义与度量

1. 内幕交易。

参考晏艳阳和赵大玮(2006)^[43],张新和祝红梅(2003)^[44]的研究,利用内幕交易效应指标衡量内幕交易程度,该值越大,表示内幕交易程度越严重。具体用重大资产并购重组事件窗口的累计超额收益率进行计算:

$$\text{内幕交易效应} = \frac{\text{累计超额收益率}_{(\text{起始日}, \text{披露日前})}}{\text{Max 累计超额收益率}_{(\text{起始日}, \text{结束日})}} \times 100\%$$

2. 非执行董事。

参照陆正飞和胡诗阳(2015)^[8]的方法,使用非执行董事占董事会成员总人数的比例作为本文非执行董事的衡量指标。利用国泰安数据库中提供的职务类别十位编码进行筛选,得到非执行董事数据。接着,根据非执行董事的兼职情况和公司控制人的文件来区分控股股东委派和非控股股东委派的非执行董事。

3. 高管激励机制。

高管激励可以分为股权激励和薪酬激励两类,本文选择管理层持股作为高管股权激励机制的衡量指标,上市公司内部存在管理层持股时取值为1,否则为0(陈文强,2017^[45])。选择高管薪酬作为高管薪酬激励机制的衡量指标,其中,高管显性薪酬指标 $pay1$ 是以企业业绩为参照构造的(陈艳等,2019^[46]);高管相对薪酬指标 $pay2$ 是以公司高管平均薪酬水平为参照构造的,衡量了公司内部高管的薪酬差距(夏宁和董艳,2014^[47]);高管超额薪酬指标 $pay3$ 是以市场上高管应得薪酬水平为参照构造的, $pay3 \geq 0$ 说明存在超额薪酬, $pay3 < 0$ 说明不存在超额薪酬。

$pay3$ 的具体度量方法如下:本文首先根据薪酬的决定因素计算出理论上的合理薪酬,再用高管实际薪酬减去高管合理薪酬,薪酬决定因素回归模型的残差部分即无法被相关因素解释的超额薪酬。借鉴辛清泉等(2007)^[48]、Core等(2008)^[49]的研究,薪酬模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln(tpay)_i = & b_0 + b_1 size_i + b_2 roa_i + b_3 roa_{i-1} + b_4 board_i \\ & + b_5 IA_i + b_6 soe + b_7 area \\ & + \sum Industry + \sum Year + \delta \end{aligned}$$

其中:因变量 $\ln(tpay)_i$ 为前三名高管薪酬总额的自然对数; $size_i$ 为年末总资产的自然对数; roa_i 为 t 年的营业利润除以平均总资产; $board_i$ 为董事会人数加1的对数; IA_i 为年末无形资产比例; soe 为产权性质哑变量,如果属于国有企业则为1,否则为0; $area$ 为发达地区哑变量,若上市公司的注册地为发达地区(包括上海、北京、浙江、天津、广东几个省份),则该变量为1,否则为0。 $Industry$ 和 $Year$ 分别控制了行业效应和年度效应,这里的行业分类为证监会一级分类,并对制造业进行了二级划分。

4. 外部监督机制。

本文选择分析师关注度以及机构投资者持股比例作为外部监督机制的衡量指标。其中，分析师关注度分别选择以上市公司分析师跟踪人数的自然对数和分析师跟踪哑变量来衡量。

5. 控制变量。

本文还控制了其他可能会影响内幕交易的一些变量（朱伟骅，2009^[1]）。

主要变量的定义与度量如表 1 所示：

表 1 主要变量定义与度量

变量名称	变量符号	度量方法
内幕交易	<i>ie_capm</i>	事件前累计超额收益率占比
非执行董事占比	<i>ne</i>	上一年度非执行董事人数/董事会人数
控股董事比例	<i>large</i>	上一年度控股董事人数/董事会人数
非控股董事比例	<i>min</i>	上一年度非控股董事人数/董事会人数
高管激励	<i>manager</i>	上一年度有管理层持股时为 1，否则为 0
	<i>pay1</i>	上一年度高管薪酬/企业营业收入
	<i>pay2</i>	上一年度薪酬最高的前三名高管平均薪酬/高管平均薪酬
	<i>pay3</i>	上一年度薪酬最高的前三名高管的超额薪酬
外部监督	<i>danalyst</i>	上一年度上市公司有分析师跟踪时取值为 1，否则为 0
	<i>analyst</i>	上一年度上市公司的分析师跟踪人数的自然对数
	<i>hold</i>	上一年度机构投资者的持股比例
信息披露及时性	<i>suspend</i>	从停盘日到公告日间隔天数加 1 的自然对数
预期收益	<i>car</i>	事件前 30 个到后 10 个交易日累计超额收益率
监管严厉程度	<i>csrc</i>	本年证监会处罚内幕交易案件数量加 1 的自然对数
董事会规模	<i>board</i>	上一年度末公司董事会总人数
国有股占比	<i>state</i>	上一年度末国有股占比
账面市值比	<i>bm</i>	上一年度末总资产与市值之比
资产负债率	<i>lev</i>	上一年度末总负债与总资产之比
资产规模	<i>lnasset</i>	上一年度末总资产的自然对数

(三) 模型构建

为了验证 H1，构建多元回归模型 (1)：

$$ie_capm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times ne_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，*Control_{i,t}*为一组控制变量；*YEAR*和*IND*分别为年度和行业哑变量。若模型(1)中的β₁显著为负值，则H1成立。

之后，构建多元回归模型(2)检验H2：

$$ie_capm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times large_{i,t} + \beta_2 \times min_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

若H2a、H2c成立，则模型(2)中的β₁、β₂应该均显著为负值；若H2b成立，则β₁应该显著为正值。

为了验证H3a、H3b和H4，引入交叉变量，构建如下调节效应模型(3)、(4)：

$$ie_capm_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \times ne_{i,t} + \alpha_2 \times ne_{i,t} \times med_{i,t} + \alpha_3 \times med_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$ie_capm_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times large_{i,t} + \beta_2 \times large_{i,t} \times med_{i,t} + \beta_3 \times min_{i,t} + \beta_4 \times min_{i,t} \times med_{i,t} + \beta_5 \times med_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中，调节变量*med_{i,t}*分别用高管显性薪酬指标*pay1*、高管相对薪酬指标*pay2*、分析师跟踪人数*analyst*和机构投资者持股比例*hold*来衡量，调节效应是否存在主要以α₂、β₂、β₄的显著性来判断。

此外，为了检验分析师关注度、管理层持股以及高管超额薪酬是否会影响非执行董事的监督作用，本文将样本分别按是否有分析师跟踪、管理层是否持股以及上市公司是否给予高管超额薪酬分为两组，若模型(1)、模型(2)中的回归系数存在显著差异，说明存在调节效应。

为了检验非执行董事的间接治理效应是否存在，

本文采用因果逐步回归分析法来检验中介效应。根据中介效应检验的3个步骤，依次按照以下3个检验模型进行回归：

$$ie_capm_{i,t} = a_0 + a_1 \times ne_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Step 1})$$

$$Media_{i,t} = b_0 + b_1 \times ne_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Step 2})$$

$$ie_capm_{i,t} = c_0 + c_1 \times ne_{i,t} + c_2 \times Media_{i,t} + \gamma \times Control_{i,t} + YEAR + IND + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{Step 3})$$

其中， $Media_{i,t}$ 为中介变量，分别用股权激励指标 $manager$ 、薪酬激励指标 $pay1$ 、 $pay2$ 、 $pay3$ 衡量。在 Step 1 中， a_1 是非执行董事对内幕交易的总效应， a_1 显著是进行中介效应检验的前提，若 a_1 不显著，则后续检验无意义。在 Step 2 中， b_1 是非执行董事对中介变量的影响效应，若 b_1 显著为正，说明非执行

董事能够提升股权激励、薪酬激励效率，可进行下一步检验，否则间接治理路径无法成立。在 Step 3 中， c_1 是非执行董事对内幕交易的直接效应， $b_1 \times c_2$ 是非执行董事对内幕交易的间接效应，即中介效应，若 c_2 显著为负，则说明假设 H3c 成立，非执行董事可以通过提升股权激励、薪酬激励效率来降低内幕交易，发挥间接治理作用。

四、实证结果分析

(一) 描述性统计

本研究主要变量的基本统计数据如表 2 所示。内幕效应衡量指标 ie_capm 的标准差为 0.425，说明不同上市公司间的内幕交易程度差异较大。非执行董事比例 ne ，控股股东董事 $large$ ，非控股股东董事 min 的均值分别为：0.263、0.049、0.218。

表 2 描述性统计结果

变量	N	均值	中位数	最大值	最小值	标准差
ie_capm	1 246	0.269	0.260	1.000	-0.992	0.425
ne	1 246	0.263	0.250	0.571	0.000	0.130
$large$	1 246	0.049	0.000	0.545	0.000	0.091
min	1 246	0.218	0.222	0.556	0.000	0.137
$suspend$	1 246	4.050	4.500	5.892	0.000	1.303
car	1 246	0.165	0.103	1.624	-0.988	0.347
$csrc$	1 246	3.415	3.526	4.025	1.946	0.570
$board$	1 246	8.461	9.000	18.000	0.000	1.721
$state$	1 246	0.042	0.000	0.802	0.000	0.127
bm	1 246	0.509	0.485	6.546	0.023	0.288
lev	1 246	0.417	0.399	1.227	0.019	0.219
$lnasset$	1 246	21.512	21.320	26.168	18.479	1.186

为更好地对非执行董事的股东背景进行分析，本文对非执行董事进行了更详细的描述统计分析，结果如表 3 所示。控股股东董事 $large$ 的 25%分位点和中位数均为 0，75%分位点为 0.091，说明样本中至少一半的公司没有控股股东委派的非执行董事。相较而

言，非控股股东董事 min 的 25%分位点为 0.111、中位数为 0.222、75%分位点为 0.313，均远高于控股股东董事，说明上市公司内的非执行董事大多由非控股股东委派。

表 3 非执行董事个体层面统计

变量	N	均值	最小值	25%分位点	中位数	75%分位点	最大值	标准差
ne	1 246	0.263	0.000	0.167	0.250	0.333	0.571	0.130
$large$	1 246	0.049	0.000	0.000	0.000	0.091	0.545	0.091
min	1 246	0.218	0.000	0.111	0.222	0.313	0.556	0.137

(二) 回归结果分析

1. 非执行董事与内幕交易。

为了检验非执行董事占比对内幕交易的影响,本研究进行了多元回归。表4的列(1)展示了非执行董事对上市公司内幕交易的影响,其中非执行董事 *ne* 与内幕交易 *ie_capm* 的系数为-0.215,在5%的水平上显著。说明非执行董事在董事会的占比越大,上市公司的内幕交易越少,非执行董事发挥了积极的治理作用,支持了本文提出的假设 H1。

表4 非执行董事结构特征与内幕交易回归结果

	(1)	(2)
	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>
<i>ne</i>	-0.215** (-2.26)	
<i>large</i>		-0.297** (-1.98)
<i>min</i>		-0.169* (-1.75)
<i>suspend</i>	-0.032*** (-3.27)	-0.031*** (-3.25)
<i>car</i>	-0.256*** (-7.61)	-0.257*** (-7.66)
<i>csrc</i>	-0.036 (-0.95)	-0.036 (-0.95)
<i>board</i>	-0.006 (-0.74)	-0.007 (-0.82)
<i>state</i>	-0.089 (-0.85)	-0.082 (-0.78)
<i>bm</i>	0.089** (2.10)	0.087** (2.07)
<i>lev</i>	-0.083 (-1.27)	-0.080 (-1.23)
<i>lnasset</i>	-0.011 (-0.78)	-0.009 (-0.64)
<i>cons</i>	0.980*** (2.79)	0.936*** (2.65)
行业、年份	控制	控制
<i>N</i>	1 246	1 246
<i>Adj-R²</i>	0.056	0.055

注:括号内数值为*t*值,*,**,***分别表示在10%,5%,1%的水平上显著。下同。

2. 非执行董事股东背景与内幕交易。

表4的列(2)展示了对非执行董事按照股东背

景进行细分后,对内幕交易的影响。其中,非控股股东董事 *min* 的系数显著为负,说明非控股股东董事可以有效抑制上市公司的内幕交易,验证了本文提出的假设 H2c 的观点。控股股东董事 *large* 的系数为-0.297,在5%的水平上显著,支持了假设 H2a,说明控股股东的“监督效应”和“利益协同效应”占据主导地位,与王化成等(2015)^[26]得到的结论一致。这可能是因为控股股东的“掏空行为”正受到越来越多的关注,考虑到“掏空行为”暴露后可能导致投资者用“脚”投票造成股价下跌,由此带来的损失可能远大于掏空公司的收益,控股股东在掏空公司时存在很多顾虑(李明和叶勇,2016^[50])。此外,内部知情人利用内幕消息攫取超额收益的行为侵占了所有股东的利益,不论是控股股东董事还是非控股股东董事,而监督内幕交易符合大小股东的一致利益(胡诗阳和陆正飞,2015^[9])。因此,相较于“掏空效应”,“监督效应”和“利益协同效应”理应发挥着更主要的作用。

(三) 进一步研究

1. 高管激励机制对非执行董事与内幕交易的影响。

(1) 高管激励机制的调节作用。

进一步地,本文考察了高管激励机制是否会对非执行董事与内幕交易之间的关系产生调节作用,具体检验了高管股权激励和高管薪酬激励的调节效应,结果如表5和表6所示。

如表5所示,本文按照上市公司中管理层是否持股将样本分为两组。其中,列(1)和列(3)是非执行董事 *ne* 的回归结果,列(2)和列(4)是控股股东董事 *large* 与非控股股东董事 *min* 的回归结果。在列(3)和列(4)无管理层持股的子样本中,*ne*、*large* 和 *min* 的系数均显著为负,但在列(1)和列(2)中的系数则均不显著。这说明存在股权激励的情况下,管理层与股东的利益趋于一致,从而减少了内幕交易,体现为非执行董事的监督作用将不再显著,支持了本文提出的假设 H3a。

表5 非执行董事、高管股权激励与内幕交易

	<i>manger</i> = 1		<i>manger</i> = 0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>
<i>ne</i>	-0.156 (-1.37)		-0.459** (-2.48)	

续前表

	<i>manger</i> = 1		<i>manger</i> = 0	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>
<i>large</i>		-0.138 (-0.70)		-0.721*** (-2.86)
<i>min</i>		-0.126 (-1.11)		-0.377** (-2.01)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业、年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	962	962	284	284
<i>Adj-R</i> ²	0.057	0.056	0.066	0.071

表 6 非执行董事、高管薪酬激励与内幕交易

	<i>pay3</i> ≥ 0				<i>pay3</i> < 0			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>
<i>ne</i>	-0.156 (-1.45)		-0.834** (-2.29)		-0.133 (-0.89)		-0.293** (-2.29)	
<i>ne</i> × <i>pay1</i>	-7.425 (-0.77)							
<i>ne</i> × <i>pay2</i>			0.245* (1.77)					
<i>large</i>		-0.271 (-1.44)		-1.769** (-2.57)		-0.126 (-0.59)		-0.498** (-2.22)
<i>min</i>		-0.106 (-0.96)		-0.688* (-1.93)		-0.114 (-0.75)		-0.228* (-1.76)
<i>large</i> × <i>pay1</i>		-4.942 (-0.16)						
<i>min</i> × <i>pay1</i>		-7.191 (-0.71)						
<i>pay1</i>	0.861 (0.21)	0.696 (0.16)						
<i>large</i> × <i>pay2</i>				0.526** (2.25)				
<i>min</i> × <i>pay2</i>				0.206 (1.51)				
<i>pay2</i>			-0.077* (-1.72)	-0.079* (-1.75)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业、年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 246	1 246	1 246	1 246	618	618	628	628
<i>Adj-R</i> ²	0.059	0.058	0.057	0.057	0.047	0.045	0.039	0.039

如表 6 所示, 本文采取了 3 种方法来衡量高管薪酬水平。其中, 列 (1) 和列 (2) 是显性薪酬指标 *pay1* 的回归结果; 列 (3) 和列 (4) 是相对薪酬指标 *pay2* 的回归结果; 列 (5)~列 (8) 是按照超额薪酬 *pay3* 进行分组得到的回归结果。

其中, 列 (1) 和列 (2) 的结果显示, *ne*×*pay1*、*large*×*pay1* 和 *min*×*pay1* 的系数均不显著, 说明显性薪酬无法有效激励高管。列 (3) 和列 (4) 中的结果显示, *ne*×*pay2* 和 *large*×*pay2* 的系数均显著为正, 说明相对薪酬水平越高, 非执行董事的监督作用越不

明显，尤其是控股股东董事，而非控股股东董事则不受影响。此外，表6中列(7)和列(8)的结果显示，当不存在超额薪酬时，非执行董事 *ne*、控股股东董事 *large* 和非控股股东董事 *min* 的系数均显著为负，而列(5)和列(6)的相关系数则不显著，说明当高管实际所得的薪酬水平小于市场应得水平时，上市公司的内幕交易更加严重，此时非执行董事的监督作用得以凸显，支持了本文的假设 H3b。

(2) 高管激励机制的中介效应。

在本文中介效应的检验中，需要对3个步骤中的检验模型依次进行回归。其中，Step 1即对H1的检验，前文中已得出结果，如表4所示，非执行董事 *ne* 与内幕交易 *ie_capm* 的相关系数是显著为负的。接下来对 Step 2 进行检验，结果如表7所示。其中，由于 *manager* 为哑变量，因此采用 logit 模型进行回归。

表7 非执行董事与高管激励机制

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>pay1</i>	<i>pay2</i>	<i>pay3</i>	<i>manger</i>
<i>ne</i>	0.008** (2.16)	1.560*** (10.31)	0.017 (0.12)	-2.479*** (-4.07)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业、年份	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	1 246	1 246	1 246	1 246
<i>Adj-R²</i>	0.157	0.153	0.020	—
<i>Pseudo-R²</i>	—	—	—	0.095
Wald <i>chi2</i>	—	—	—	347.929***

从表8中的结果可以发现，只有高管显性薪酬指标 *pay1* 和高管相对薪酬指标 *pay2* 的相关系数显著为正，说明非执行董事可以提高公司高管的显性薪酬和相对薪酬水平，满足治理路径的检验条件，可以进行下一步检验。高管超额薪酬指标 *pay3* 的系数不显著，高管股权激励指标 *manger* 的系数显著为负，均说明治理路径不成立。

平，进而降低内幕交易，一定程度上支持了假设 H3c 的观点。

2. 外部监督机制对非执行董事与内幕交易的影响。

接下来对指标 *pay1*、*pay2* 进行 Step 3 的检验，对 Step 3 的检验即为对 H3b 的检验，结果如前文表7列(1)、列(3)所示。其中，*pay1* 的系数不显著，说明高管显性薪酬不能降低内幕交易，此治理路径不成立；*pay2* 的系数显著为负，说明此间接治理路径成立，非执行董事可以通过提升高管的相对薪酬水

本文还考察了外部监督对非执行董事与内幕交易之间关系的调节作用，具体检验了分析师关注度和机构投资者调节效应，结果如表8所示。其中，列(1)、列(2)和列(3)、列(4)是按照是否有分析师跟踪进行分组得到的回归结果；列(5)和列(6)是进一步对有分析师跟踪的子样本进行回归，得到的分析师跟踪人数对内幕交易的回归结果；列(7)和列(8)是机构投资者持股比例对内幕交易的回归结果。

表8 非执行董事、外部监督与内幕交易

	<i>danalyst</i> = 0		<i>danalyst</i> = 1		(5)	(6)	(7)	(8)
	(1)	(2)	(3)	(4)				
	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>				
<i>ne</i>	0.228 (1.20)		-0.357*** (-3.20)		-0.671*** (-3.47)		-0.384***	
<i>ne</i> × <i>analyst</i>					0.210** (2.00)			
<i>ne</i> × <i>hold</i>							0.037** (1.99)	
<i>large</i>		0.159 (0.61)		-0.466** (-2.45)		-0.613* (-1.90)		-0.340* (-1.81)

续前表

	<i>danalyst</i> = 0		<i>danalyst</i> = 1		(5)	(6)	(7)	(8)
	(1)	(2)	(3)	(4)				
	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>	<i>ie_capm</i>				
<i>min</i>		0.259 (1.33)		-0.301*** (-2.70)		-0.660*** (-3.32)		-0.346*** (-2.76)
<i>large</i> × <i>analyst</i>						0.122 (0.77)		
<i>min</i> × <i>analyst</i>						0.235** (2.22)		
<i>analyst</i>					-0.025 (-0.79)	-0.027 (-0.88)		
<i>large</i> × <i>hold</i>								0.008 (0.23)
<i>min</i> × <i>hold</i>								0.039** (2.16)
<i>hold</i>							-0.009 (-1.62)	-0.008 (-1.50)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业、年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	352	352	894	894	894	894	1 246	1 246
<i>Adj-R</i> ²	0.061	0.059	0.063	0.062	0.069	0.068	0.058	0.057

如表 8 所示,在有分析师跟踪时,列(3)和列(4)中非执行董事 *ne*、控股股东董事 *large* 和非控股股东董事 *min* 的系数均显著为负,而列(1)和列(2)中的系数则不显著,说明非执行董事在有分析师跟踪的上市公司中,能够更有效地抑制内幕交易。因此本文进一步引入分析师跟踪人数 *analyst* 作为调节变量,仅对有分析师跟踪的子样本进行回归。

如表 8 所示,列(5)中 *ne*×*analyst* 和列(7)中 *ne*×*hold* 的系数均在 5% 的水平上显著,说明随着分析师跟踪人数和机构投资者持股比例的上升,非执行董事对内幕交易的监督作用被削弱,即假设 H4 成立。进一步区分股东背景后,发现列(6)中交叉项 *min*×*analyst* 和列(8)中交叉项 *min*×*hold* 的系数均在 5% 的水平上显著,说明外部监督会影响非控股股东董事的监督作用,但是对控股股东董事的影响不显著。本文认为,控股股东董事相较于非控股股东董事接触公司以及不被外部监督者所知的内部信息要更多,因为委派他们的股东具有更大的权力,所以控股股东董事的监督作用很难被分析师和机构投资者所替代,而非控股股东所能获取的信息较少,掌握的信息与外部监督者差别较小,职能与外部监督者存在重叠,因此受替代作用的影响更大。

(四) 稳健性检验

为排除内生性的影响,本文参照胡诗阳和陆正飞

(2015)^[9] 的研究,选取公司第二大股东与第一大股东持股比例的比值 *z*、公司前两年的非执行董事比例 *L2ne* 为工具变量,采用两阶段最小二乘的方法(2SLS)进行了检验。同时,本文通过对非执行董事采用更严格的本文筛选法(陆正飞和胡诗阳,2015^[8])、改变非执行董事度量方法(陈险峰等,2019^[51])、换了前文的非执行董事指标、删除董事会违规样本进行了检验。结果表明,本文结论在控制内生性和稳健性后依然成立。

五、研究结论与启示

本文的主要结论如下:(1)上市公司非执行董事占比越高,内幕交易发生的可能性越低。(2)控股股东和非控股股东委派的非执行董事都可以有效抑制上市公司的内幕交易行为。(3)高管激励机制与外部监督都对非执行董事抑制内幕交易的作用存在调节效应。具体地,高管激励机制(包括薪酬激励和股权激励)会减小管理层通过内幕交易牟利的欲求,并提高管理层监督内幕交易的意愿,体现为非执行董事的监督作用将不再显著;外部监督与非执行董事存在替代互补关系,因此会削弱非执行董事与内幕交易间的负向关系。

本文的研究结论从董事会治理作用的视角揭示了抑制上市公司内幕交易的新思路,对于防范内幕交

易,维护资本市场的可持续性发展具有重要的理论和现实意义。基于本文的研究结论,提出以下政策建议:(1)上市公司应当维持一定比例的非执行董事进入董事会,重视其监督职能作用,但同时股东在委派非执行董事时,也需要谨慎考察其工作能力和专业素质,保证非执行董事质量和独立决策能力。(2)上

市公司既要重视控股股东的治理作用,也要鼓励非控股股东积极参与公司治理,监督上市公司经营状况,改善上市公司的代理问题。(3)上市公司应优化高管激励机制并重视机构投资者、证券分析师、媒体等外部监督者的监督作用,努力发挥其积极的公司治理作用,遏制内幕交易行为。

参考文献

- [1] 朱伟骅. 公司治理与内幕交易监管效率研究 [J]. 经济学 (季刊), 2009 (1): 271-288.
- [2] Jensen M C. The Modern Industrial Revolution, Exit and the Failure of Internal Control Systems [J]. The Journal of Finance, 1993, 48: 831-880.
- [3] Mishra C S, Nielsen J F. Board Independence and Compensation Policies in Large Bank Holding Companies [J]. Financial Management, 2000 (8): 51-69.
- [4] Roberto M. Firm Performance: Do Non-Executive Directors Have Minds of Their Own? Evidence from UK Panel Data [J]. Financial Management, 2007, 36 (3): 81-112.
- [5] Beasley M. An Empirical Analysis of the Relation between the Board of Director Composition and Financial Statement Fraud [J]. The Accounting Review, 1996, 71 (4): 443-465.
- [6] Hsu H H, Wu Y H. Board Composition, Grey Directors and Corporate Failure in the UK [J]. British Accounting Review, 2014, 46 (3): 215-227.
- [7] Fuente J A, García-Sánchez I M, Lozano M B. The Role of the Board of Directors in the Adoption of GRI Guidelines for the Disclosure of CSR information [J]. Journal of Cleaner Production, 2017, 141: 737-750.
- [8] 陆正飞, 胡诗阳. 股东-经理代理冲突与非执行董事的治理作用——来自中国 A 股市场的经验证据 [J]. 管理世界, 2015 (1): 129-138.
- [9] 胡诗阳, 陆正飞. 非执行董事对过度投资的抑制作用研究——来自中国 A 股上市公司的经验证据 [J]. 会计研究, 2015 (11): 41-48, 96.
- [10] 章卫东, 黄一松. 关联非执行董事治理与过度投资、盈余管理 [J]. 社会科学家, 2015 (9): 71-75.
- [11] 桂荷发, 黄节根. 非执行董事与股东-管理层代理冲突——兼论管理层权力与产权属性对非执行董事治理效应的影响 [J]. 当代财经, 2016 (12): 55-64.
- [12] 赵健梅, 王晶, 张雪. 非执行董事对超额薪酬影响研究——来自中国民营上市公司的证据 [J]. 证券市场导报, 2017 (10): 20-25, 59.
- [13] 辛清泉, 梁政山, 郭磊. 非控股股东派驻董事与国有企业总经理变更研究 [J]. 证券市场导报, 2013 (4): 45-49.
- [14] 胡珺, 潘婧, 陈志强, 周林子. 非执行董事的公司治理效应研究——股价崩盘风险的视角 [J]. 金融论坛, 2020, 25 (09): 61-71.
- [15] Kim D H, Lin S C. Dynamic Relationship between Inflation and Financial Development [J]. Macroeconomic Dynamics, 2010 (14): 343-364.
- [16] Shin J Y, Hyun J H, Oh S, Yang H. The Effects of Politically Connected Outside Directors on Firm Performance: Evidence from Korean Chaebol Firms [J]. Corporate Governance: An International Review, 2018, 26 (1): 23-44.
- [17] Kim S. Hiring “Tainted” Outside Directors on the Board [J]. The Journal of Corporate Accounting & Finance, 2020, 31: 100-111.
- [18] Hwang B H, Kim S. It Pays to Have Friends [J]. Journal of Financial Economics, 2009, 93 (1): 138-158.
- [19] Shleifer A, Vishny R W. A Survey of Corporate Governance [J]. Journal of Finance, 1997, 52 (2): 737-783.
- [20] Jensen M, Meckling W H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Casts and Ownership Structure [J]. Journal of Financial Economics, 1976, 3 (4): 305-360.
- [21] Denis D K, McConnell J J. International Corporate Governance [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2003, 38 (1): 1-36.
- [22] Morck R, Shleifer A, Vishny R W. Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis [J]. Journal of Financial Economics, 1988, 20 (88): 293-315.
- [23] Johnson S, Porta R L, Silanes F, Shleifer A. Tunneling [J]. American Economic Review, 2000, 90 (2): 22-27.
- [24] Young C S, Tsai L C, Hsu H W. The Effect of Controlling Shareholders' Excess Board Seats Control on Financial Restatements: Evidence from Taiwan [J]. Review of Quantitative Finance and Accounting, 2008, 30 (3): 297-314.
- [25] 柳建华, 魏明海, 郑国坚. 大股东控制下的关联投资: “效率促进”抑或“转移资源” [J]. 管理世界, 2008 (3): 133-141, 187.
- [26] 王化成, 曹丰, 叶康涛. 监督还是掏空: 大股东持股比例与股价崩盘风险 [J]. 管理世界, 2015 (2): 45-57, 187.
- [27] 何贤杰, 孙淑伟, 曾庆生. 券商背景独立董事与上市公司内幕交易 [J]. 财经研究, 2014 (8): 67-80.
- [28] 黎文靖, 孔东民, 刘莎莎, 邢精平. 中小股东仅能“搭便车”么? [J]. 金融研究, 2012 (3): 152-165.
- [29] 祝继高, 叶康涛, 陆正飞. 谁是更积极的监督者: 非控股股东董事还是独立董事? [J]. 经济研究, 2015 (9): 170-184.
- [30] Fong E A. Relative CEO Underpayment and CEO Behaviortowards R&D Spending [J]. Journal of ManagementStudies, 2010, 47 (6): 1095-1022.

(下转第 119 页)

数字平台用户多归属能促进创新吗?

Can Multihoming of Digital Platform Users Promote Innovation?

卢远瞩 包开花 刘家龙

LU Yuan-zhu BAO Kai-hua LIU Jia-long

[摘要] 我国平台经济已显示出寡头垄断的市场结构特征。此时平台创新动力可能不足。而各种价格比较 APP 的出现使平台用户更容易多归属。因此,明确用户多归属能否促进平台创新,以及找出影响平台创新的主要因素尤为重要,此外还需要进一步讨论用户多归属的价格效应和福利效应。本文通过构建双寡头 Hotelling 模型,在考虑卖方组内网络外部性的情况下,分析并比较了双边用户均为单归属、竞争性瓶颈两种环境下的市场均衡。研究表明:第一,用户多归属能够促进平台创新,这表明平台“二选一”必然会抑制创新,应对其进行反垄断规制。第二,当双边用户均为单归属时,平台创新水平仅取决于创新成本参数;而允许卖方多归属时,平台创新水平还受卖方一系列参数和买方组间网络外部性的影响。第三,在通常情况下,卖方多归属会使买方会员费下降,卖方会员费上升。第四,允许卖方多归属时,买方、卖方和平台企业分别可能会获利,也可能会受损。

[关键词] 平台竞争 用户多归属 创新 独占交易

[中图分类号] F019.1 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0084-15

Abstract: The platform economy in China has exhibited the characteristic of oligopoly market structure, which may result in the shortage of innovation. A number of price comparison applications allow platforms' users to multihome more easily. Therefore, it is significant to clarify whether multihoming can promote platform innovation, find out the main factors affecting platform innovation and discuss the price effect and welfare effect of multihoming. This paper constructs a duopoly Hotelling model in which sellers' negative within-group network externality is introduced, and analyzes the market equilibrium under two environments: both sides of platform singlehoming and competitive bottleneck, and then compares the two equilibrium outcomes. The main findings are the following: (i) multihoming can promote platform innovation. This means the exclusive dealing of platforms necessarily restrains innovation and thus should be regulated; (ii) when both sides of platform singlehome, the innovation level of platforms only depends on the innovation cost parameter; while when sellers multihome, the innovation level of platforms also depends on the parameters of sellers and the cross-group network externality to buyers; (iii) sellers' multihoming usually reduces the membership fee for buyers and increases the membership fee for sellers; and (iv) when sellers multihome, buyers, sellers and platforms may be better off or worse off respectively.

Key words: Platform competition Multihoming Innovation Exclusive dealing

[收稿日期] 2021-09-06

[作者简介] 卢远瞩,男,1977年10月生,北京科技大学经济管理学院教授,博士生导师,研究方向为产业组织、博弈论应用和微观经济学;包开花,女,1993年1月生,中央财经大学中国经济与管理研究院博士研究生,研究方向为博弈论与产业组织理论;刘家龙,男,1996年2月生,中央财经大学中国经济与管理研究院硕士研究生,研究方向为宏观经济理论。本文通讯作者为包开花,联系方式为 2019110185@email.cufe.edu.cn。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

平台是指“双边”或“多边”市场。在该市场中，平台将两类或两类以上终端用户，如消费者、供应商等聚集起来，提供促进双方交易的服务。每边用户的决策会通过网络外部性影响另一边用户的结果（Buccirosi, 2008^[1]）。与传统单边经济相比，平台经济的最大特点在于它具有网络外部性和用户多归属性。平台经济的重要地位已在全球中确立，特别是2019年新型冠状病毒肺炎疫情的发生，使平台经济的重要性更加突出，各个国家都开始重视其发展。我国也在2020年最新通过的《国民经济和社会发展第十四个五年规划》中明确提出，要促进平台经济健康发展。

随着平台经济在我国快速发展并逐渐步入成熟期，我国平台经济明显已形成寡头垄断市场结构特征。在该市场结构下，平台企业的创新投资动力可能会不足。目前，随着信息技术的发展和各类APP的出现，平台双边用户能够更加轻易地比较不同平台，其多归属的能力和意愿发生了实质性的转变。用户多归属是相对于单归属的概念，即多归属用户同时加入两个或两个以上同类型平台，而单归属用户只能加入一个同类型平台。例如，酒店商家既可能会入驻美团，也可能会入驻飞猪酒店平台。外卖、电商等平台的双边用户也经常出现多归属现象。此时，明确用户多归属能否促进平台创新，以及找出影响创新投资水平的主要因素至关重要。

面对用户的多归属，平台企业曾频繁采取“二选一”独占交易策略。“二选一”是较为通俗的称法，学者们将其称为独占交易行为，其主要表现为平台企业与用户签订排他性协议，使用户只单归属于自身平台，而不能同时加入竞争对手平台。“二选一”现象日益普遍，起初发生在电商平台的“双11”等集中促销时间段，但后来逐渐常态化，扩展到其他类型的平台企业。例如2020年9月，作为帮助商家清理库存的平台企业爱库存，向相关执法单位实名举报同类平台企业唯品会对商家进行“二选一”。平台企业中频繁出现的“二选一”行为引起政策制定者们的重视。2021年2月，国务院反垄断委员会发布的《关于平台经济领域的反垄断指南》明确将“二选一”行为视作限定交易，纳入反垄断范畴。而本文的研究从平台创新角度为该政策提供理论支撑。

大部分对于用户多归属的研究仅考虑组间网络外

部性，而忽略组内网络外部性（Within-group Network Externality）。所谓组内网络外部性是指平台一边用户的剩余受同一边用户数量的影响。现实中，由于拥挤等问题，使得平台企业的卖方之间普遍存在组内网络外部性。如，当给定平台上的一组买家后，eBay上卖方的预期利润会随着额外卖方的进入而下降。而对于买方来说，当商品供给数量充足，且不存在商品抢购促销等情况下，买方数量的增加对其他买方产生的影响较小，可将其忽略。因此，本文不考虑买方之间的组内网络外部性，将卖方之间的组内网络外部性引入模型中，从而使模型更加贴近现实。

通过上述现象，自然而然就能提出如下疑问：（1）用户多归属能否促进平台企业创新？从平台创新角度，是否应对平台“二选一”进行反垄断规制？（2）平台企业创新投资水平的决定取决于哪些因素？（3）用户多归属的价格效应和对不同类型参与者各自的福利效应如何？

为了解决这些问题，本文构建双寡头横向差异化Hotelling模型，在平台向买卖双方收取会员费的情形下研究两种不同用户归属环境——买卖双方均为单归属、竞争性瓶颈——下的市场均衡，并将两种环境下的均衡结果进行了比较。研究表明：（1）用户多归属能够促进平台企业创新。这是由于当允许卖方多归属时，平台之间的竞争会更加激烈。此时，平台通过增加创新投资水平来吸引更多的单归属买方，进而增强垄断力量。这表明，平台企业的“二选一”独占交易行为会抑制平台创新，不利于平台经济的持续健康发展，应对其进行反垄断规制。（2）当双边用户均为单归属时，平台创新投资水平仅取决于创新成本参数；而允许卖方多归属时，平台创新投资水平取决于卖方基础效用、卖方单位交通成本、平台为卖方提供服务的边际成本、卖方组内网络外部性，以及买卖双方的组间网络外部性和创新成本参数。由于平台增加创新投资水平的边际收益主要受卖方参数的影响，因此平台创新投资水平主要由卖方参数决定。（3）在通常情况下，卖方多归属会使买方会员费下降，卖方会员费上升。只有在同时满足卖方单位交通成本和（负的）组内网络外部性较大、卖方基础效用与平台为卖方提供服务的边际成本之差较小、创新投资成本较高三个条件时，买方会员费才上升，卖方会员费才下降。（4）当允许卖方多归属时，买方、卖方和平台企业分别可能会获利，也可能会受损。

本文的贡献有以下三点：（1）不同于以往文献关注用户多归属的价格效应和福利效应，本文重点分析用户多归属对平台企业创新行为产生的影响，并研究得出，用户多归属能够促进平台企业创新。此外，找出了用户不同归属环境下影响创新水平的因素，为政策制定者是否应鼓励促进用户多归属 APP 和软件的开发提供依据。（2）平台企业“二选一”独占交易行为会抑制平台创新，从创新投资角度为该行为的反垄断规制政策提供理论支撑。（3）以往对于用户多归属的价格效应和福利效应方面的研究未考虑卖方组内网络外部性，本文将之引入，并与平台创新行为相结合，在更加贴近现实的情形下讨论用户多归属的价格效应和福利效应，对以往的研究进行补充。

余文内容如下：第二部分进行文献综述；第三部分构建模型；第四部分为买卖双方均为单归属环境下的模型分析；第五部分为买方单归属、卖方多归属环境下的模型分析；第六部分为两种环境下均衡结果的比较；第七部分为总结。

二、文献综述

双边市场文献始于 Caillaud 和 Jullien (2003)^[2]、Rochet 和 Tirole (2003)^[3]、Armstrong (2006)^[4] 等开创性论文。作为双边市场区别于传统单边市场的重要特征之一的用户归属感很快引起学者们的重视。与本文相关的文献主要涉及两方面：用户多归属和平台独占交易行为。

（一）关于平台用户多归属方面的研究

用户多归属对平台创新产生的影响方面的文献较少，普遍集中在研究用户多归属对价格和剩余分配产生的影响方面。首先，用户多归属对价格产生的影响方面，学者们从不同角度，如不同性质的平台、不同的收费方式（会员费、交易费）、不同程度的多归属等角度进行了研究（Doganoglu 和 Wright, 2006^[5]；Choi, 2010^[6]；Jeitschko 和 Tremblay, 2020^[7]）。普遍得出的一般结论是，一边用户的多归属会导致竞争性瓶颈，平台对多归属方具有垄断准入（monopolistic access）的权力，所以不再需要竞争多归属方。用户多归属会降低单归属方价格，提高多归属方价格，使价格结构向有利于单归属方转移。

Armstrong (2006)^[4]详细分析了买卖双方均为单归属和竞争性瓶颈两种情形得出，当一方单归属、另一方多归属时，平台对多归属方具有垄断力量，从而

对多归属方收取更高的价格，对单归属方收取更低的价格，甚至为零。但该文未考虑卖方之间的组内网络外部性和平台创新行为，也未对两种情形下的均衡结果进行比较分析。Armstrong 和 Wright (2007)^[8]将买卖双方多归属决策内部化，认为当一方不沿均衡路径多归属时，竞争性瓶颈就会内生地出现。Rysman (2009)^[9]研究双边市场的排他性及其用户归属感时得出，如果平台对一边用户具有排他性，通常就没有理由寻求另一边用户的排他性。如果一边成员只使用一个平台，那么该平台可以向另一边成员收取垄断价格。Liu 等 (2019)^[10]从卖方总是多归属，而买方既可以单归属，也可以多归属，且平台对双边用户收取交易费用的角度分析得出，买方的多归属会降低总费用和卖方费用、增加买方费用，使费用结构向有利于卖方转移。国内学者纪汉霖 (2011)^[11]研究平台的定价策略得出，一边用户多归属时，平台所获得的利润及价格水平都会下降，因此平台会通过一些行为使用户不再进行多归属。刘大伟和李凯 (2012)^[12]认为，用户多归属会影响平台定价，使价格结构向有利于单归属方转移。

但也有一些学者得出了与上述一般结论不同的观点（Guthrie 和 Wright, 2007^[13]；Evans 和 Schmalensee, 2013^[14]）。Guthrie 和 Wright (2007)^[13]研究支付卡平台发现，当买方（持卡人）单归属时，商家多归属会提高支付卡平台的交易费用，进而提高单归属买方的费用。Evans 和 Schmalensee (2013)^[14]通过研究软件平台发现，价格结构似乎与一般结论预测的相反。大多数个人计算机用户依赖于一个单一的软件平台，而大多数开发人员为多个平台编写开发软件。然而，软件平台通常向应用程序开发人员提供低价格或免除费用，而向计算机用户收取相应的费用。总之，虽然有一些结论相反的文献，但是用户多归属对价格产生的影响仍旧以竞争性瓶颈的一般结论为主。本文与这些文章的区别在于，上述文献大部分只关注多归属的价格影响，未涉及各参与者之间的剩余分配，也未考虑卖方之间的组内网络外部性和平台的创新投资决策。

其次，用户多归属对剩余分配产生的影响，关于该方面的研究较少。Loginova 等 (2017)^[15]研究打车平台上用户多归属的福利效应得出，任何一方的多归属都能提高整体社会福利。司机的多归属有利于乘客。本文区别于该文章之处在于，本文在收取会员费的形式下研究剩余分配，且不仅考虑用户多归属的剩

余影响，还会考虑价格影响。Belleflamme 和 Peitz (2019a)^[16]分析了买卖双方均为单归属和竞争性瓶颈两种情形下用户多归属的剩余影响得出，用户多归属可能同时有利于所有参与者。本文在该文章的基础上引入了卖方之间的组内网络外部性和平台创新行为，在更加贴近现实的情况下进一步分析用户多归属对剩余分配产生的影响。

(二) 关于平台独占交易行为方面的研究

学界对于平台独占交易行为产生的福利效应还未达成一致的说法。该方面的研究涉及平台排他性方面 (Armstrong 和 Wright, 2007^[8]; Hogendorn 和 Yuen, 2009^[17]; Doganoglu 和 Wright, 2010^[18]; Hagiu 和 Lee, 2011^[19]; Chowdhury 和 Martin, 2017^[20]; Brühn 和 Götz, 2018^[21]; 张谦等, 2019^[22]; 唐要家和杨越, 2020^[23])。Armstrong 和 Wright (2007)^[8]最先研究竞争性瓶颈下的独占交易行为得出，该行为通过说服多归属卖方放弃竞争平台从而破坏竞争性瓶颈均衡，此时平台能够向买方收取溢价，甚至可能会抽走买方的所有剩余。本文在独占交易行为方面与该文章的区别在于，该文章的独占交易行为属于利诱型，而本文在不存在利诱等手段下，完全让多归属用户自主选择，并认为无论只有单个平台实施“二选一”，还是两个平台同时实施“二选一”，其最终结果是所有用户都进行单归属。Brühn 和 Götz (2018)^[21]研究限制零售连锁店在邻近地区开设门店的“半径条款”对购物中心之间竞争产生的影响得出，排他性协议会损害社会福利，使商场之间的竞争更加激烈。本文在博弈顺序和收费方式等方面与该文章有所区别。国内学者张谦等 (2019)^[22]研究具有免费商业模式的电商平台的排他性行为得出，该行为会扭曲竞争，降低消费者和社会福利，使平台陷入囚徒困境。唐要家和杨越 (2020)^[23]研究独占交易行为的市场封锁效应得出，该行为会严重伤害市场竞争、平台创新和社会总福利，应对其采取反垄断禁止措施。

但是 Evans 和 Schmalensee (2013)^[14]认为在竞争性瓶颈下，平台独占交易行为可能会提高效率，不应对其进行反垄断规制。周天一等 (2019)^[24]的研究也得出平台实施的排他性协议所带来的福利效应不明确，在一定条件下会有利于社会福利。

总之，学者们对平台企业独占交易行为的福利影响未得出一致的结论。本文与这些文章的区别在于引入了卖方组内网络外部性和平台创新行为，不同于以

往更多关注独占交易行为的福利效应，本文重点分析此行为对平台创新投资水平产生的影响。

三、模型构建

假设市场中存在两个平台企业 $i \in N = \{1, 2\}$ 和两类用户，买方和卖方。两个平台上活跃的买方总人数连续且标准化为 1，卖方总人数情况与买方相同 (卖方总人数在多归属情形下不重复计算)。平台企业通过实体场所或虚拟平台将买卖双方连接起来，为其提供相应的服务。买卖双方通过平台进行“互动”或“交易”时会产生正的组间网络外部性，即每边用户会关心另一边用户的数量和交易情况，若另一边用户的数量越多，则产生的组间网络外部效应就会越大。此外，本文假设考虑卖方之间存在负的组内网络外部性，但不考虑买方之间的组内网络外部性。这是由于当商品供给数量充足时，买方数量的增加对其他买方产生的影响较小，可将其忽略。而对于卖方来说，现实中，平台企业的不同卖方所提供的商品会存在一定的水平或垂直差异，如商品的样式、颜色和质量等都会存在或多或少的区别，消费者的不同偏好也会导致卖方之间存在不完全竞争。正如 Belleflamme 和 Peitz (2019b)^[25]所指出，当同时考虑组间和组内网络外部性时，平台经济参与者之间可能存在如图 1 所示的正负网络外部效应。

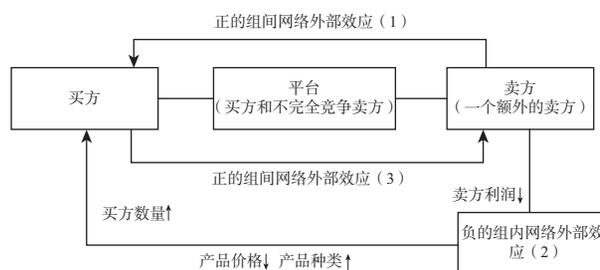


图 1 两种网络外部性共存时的效应

图 1 中，在双边平台上有买方和进行不完全竞争的卖方，卖方向买方提供非歧视性的服务。当平台多吸引一个额外卖方时，首先对买方产生正的组间网络外部效应，其次由于额外卖方的加入，导致平台上每个卖方的平均利润降低，产生负的组内网络外部效应。而这导致更低的产品价格和更多的产品品种，买方可能会喜欢低价格和多品种，所以加入平台的数量会增加。买方数量的增加又会对卖方产生正的组间网络外部效应。因此，将卖方之间的负的组内网络外部性引入模型非常具有必要性。

平台企业。两个平台具有横向差异，该差异体现在 Hotelling 模型中。假设平台 1 位于线段的位置 0 处，平台 2 位于线段的位置 1 处。买卖双方均匀分布在单位线段上。平台 $i \in N$ 向买卖双方提供服务，并向双方分别收取会员费（membership fees） (p_b^i, p_s^i) 。下标 b 和 s 分别指买方和卖方。两个平台为买卖双方提供服务的边际成本相同且固定，都为 (f_b, f_s) 。平台 i 上活跃的买卖双方数量分别为 (n_b^i, n_s^i) 。^① 为了进行差异化竞争，平台需要进行提高买卖双方参与度的创新投资 R_i ，该创新投资可能会提高平台的服务质量，使买卖双方更加便于交互，获得更好的体验，进而会直接影响买方和卖方的剩余，本文假设其以线性形式进入买卖双方的剩余表达式。对于平台进行创新投资的成本函数为 $C(R_i)$ ，借鉴 D'Aspremont 和 Jacquemin (1988)^[26] 所使用的形式，假设成本函数是二次函数，表达式为 $C(R_i) = (1/2)\gamma R_i^2$ 。则平台 i 的利润为 $\pi^i = (p_b^i - f_b)n_b^i + (p_s^i - f_s)n_s^i - (1/2)\gamma R_i^2$ 。

买方。假设每个买方都加入且只加入一个平台。由于现实中买方很难在同一时间在多个平台购物，因此符合现实特征。买方加入平台就会获得一个独立的基础效用 r_b ，该基础效用单纯来源于买方进入平台企业后获得的环境体验或拥有的更多关于产品样式等的信息，无论是否与卖方进行交易，都会获得此效用。假设 $r_b - f_b > 0$ ，即买方所获得的基础效用大于平台为买方所投入的边际成本。由于现实中平台为额外买方所投入的边际成本极低，因此该假设符合现实情况。买方通过平台与每个卖方交易获得的组间网络外部性收益为 α_b ，若平台 i 上有 n_s^i 数量的卖方，则买方所能获得的总的组间网络外部效应为 $\alpha_b n_s^i$ 。买方从平台上活跃的每个卖方购买一单位的差异化产品。买方加入平台产生的单位交通成本为 t_b ，若买方与平台 i 的距离为 x_b ，则加入平台 i 产生的交通成本为 $t_b x_b$ 。该交通成本既可以是物理距离上产生的成本，也可以是买方不能加入理想平台所带来的效用损失。此外，买方还需要向平台支付固定的会员费 p_b^i 。综上，距离平台 1 有 x_b 单位距离的买方加入平台 1 的净剩余（效用）为 $\Delta v_b^1 = v_b^1 - t_b x_b$ ，其中， $v_b^1 = r_b + \alpha_b n_s^1 + R_1 - p_b^1$ 。加入平台 2 的净剩余为 $\Delta v_b^2 = v_b^2 - t_b(1 - x_b)$ ，其中 $v_b^2 = r_b + \alpha_b n_s^2 + R_2 - p_b^2$ 。

卖方。卖方既可以单归属也可以多归属，假设每

个卖方至少加入一个平台。卖方加入平台获得一个独立基础效用 r_s ，该基础效用的理解与买方类似，即来源于卖方加入平台获得更多关于买方信息或环境体验等所增加的剩余，依旧假设 $r_s - f_s > 0$ 。对于多归属卖方，同时加入两个平台的独立基础效用为 $2r_s$ 。卖方所能获得的组间网络外部效应为 $\alpha_s n_b^i$ 。随着平台上卖方数量的增加，会产生负的组内网络外部性，参数为 β_s ，当卖方数量为 n_s^i 时，其总的组内网络外部效应为 $-\beta_s n_s^i$ ，本文以线性形式将其引入模型。位于与平台 i 有 x_s 单位距离的卖方加入平台 i 所产生的交通成本为 $t_s x_s$ ，而多归属卖方的总的交通成本是分别单独加入两个平台所产生的交通成本之和。这意味着卖方在做多归属决策时，对于是否加入一个平台，不受已加入另一个平台的影响，即当卖方多归属时，对于边际卖方来说，加入平台 i 和不加入该平台无差异。同样，卖方需要向平台 i 支付固定的会员费 p_s^i 。综上，距离平台 1 有 x_s 单位距离的卖方单归属于平台 1 的净剩余（利润）为 $\Delta v_s^1 = v_s^1 - t_s x_s$ ，其中， $v_s^1 = r_s + \alpha_s n_b^1 - \beta_s n_s^1 + R_1 - p_s^1$ ；单归属于平台 2 的净剩余为 $\Delta v_s^2 = v_s^2 - t_s(1 - x_s)$ ，其中， $v_s^2 = r_s + \alpha_s n_b^2 - \beta_s n_s^2 + R_2 - p_s^2$ 。多归属卖方的净剩余为 $\Delta v_s^{12} = v_s^{12} - t_s$ ，其中， $v_s^{12} = 2r_s + \alpha_s - \beta_s(n_s^1 + n_s^2) + R_1 + R_2 - (p_s^1 + p_s^2)$ 。

博弈过程和均衡。博弈过程为：第一阶段，两个平台企业 $i \in N = \{1, 2\}$ 同时设定会员费 (p_b^i, p_s^i) 和创新投资水平 R_i 。第二阶段，在给定平台企业所设定的会员费 (p_b^i, p_s^i) 和创新投资水平 R_i 之后，买方和卖方观察他们各自的交易剩余，同时决定加入哪个平台并进行交易。

由于该博弈是完全信息动态博弈，因此所求的均衡是子博弈精炼纳什均衡。本文仅考虑所有平台都设定相同会员费和创新投资水平的对称纯策略纳什均衡。作为一个打破僵局的规则，假设当买卖双方加入和不加入平台之间无差异时，他们会选择加入平台。

我们将在第四部分分析买卖双方均为单归属的情形，在第五部分分析买方单归属、卖方多归属的情形，然后在第六部分对两种情形下的均衡创新投资水平、会员费和各参与者的剩余进行比较。

表 1 汇总了文中所用参数、变量和其他符号所代表的含义。

① 由于买（卖）方总数量被标准化为 1，所以平台 i 上活跃的买（卖）方数量可理解为占买（卖）方总数量的比例。

表1 文中所用参数、变量和其他符号的含义

符号	含义
r_b, r_s	买卖双方加入平台获得的独立基础效用, 该值在两个平台相同
f_b, f_s	平台为买卖双方提供服务的边际成本, 在两个平台相同且固定; $r_b - f_b > 0$; $r_s - f_s > 0$
α_b, α_s	买卖双方从每笔交易获得的组内网络外部性收益
n_b^i, n_s^i	平台 i 上活跃的买方数量和卖方数量, $i=1, 2$
t_b, t_s	买卖双方到每个平台的单位交通成本
x_b, x_s	买卖双方到平台 1 的距离
v_b^i, v_s^i	每个买方和卖方通过平台 i 与另一边用户交易所获得的总剩余, 未去除交通成本
$\Delta v_b^i, \Delta v_s^i$	每个买方和卖方通过平台 i 与另一边用户交易所获得的净剩余, 已去除交通成本
p_b^i, p_s^i	平台 i 向买方和卖方收取的会员费
β_s	卖方之间的组内网络外部性参数
R_i	平台 i 进行的创新投资水平, 该投资水平直接影响买卖双方的剩余
γ	平台进行创新投资的成本参数, 代表创新转化程度, 当它越大时创新活动越难转化成收益
$C(R_i)$	平台 i 进行创新投资时所面临的成本函数
π^i	平台 i 的利润
CS	买方剩余
PS	卖方剩余
上标 ss	表示买卖双方均为单归属的情形
上标 sm	表示买方单归属、卖方多归属的情形

四、买卖双方均为单归属的均衡

本部分分析买卖双方均为单归属情形的均衡及剩余分配状况。虽然现实中双边用户均为单归属的情况较少, 但在某些平台中依旧存在。当买方对某个平台具有较强的依赖性时就会单归属于该平台。对于卖方来说, 由于陈列成本或会员费等也可能会导致出现单归属情形。另外, 当平台对卖方采取“二选一”的策略时, 卖方只能单归属。因此, 假设买方和卖方只能选择加入一个平台, 从而有 $n_b^1 + n_b^2 = 1, n_s^1 + n_s^2 = 1$ 。为了求解买卖双方均为单归属时的均衡, 利用逆向归纳法, 首先确定平台 1 和平台 2 的买卖双方数量。在该情形下, 均衡时边际买方和边际卖方对于加入两个平台无差异, 如图 2 所示。

图 2 中, 点 x_b 的边际买方和点 x_s 的边际卖方分别加入两个平台所获得的净剩余相同, 即: $\Delta v_b^1 = \Delta v_b^2 \Rightarrow r_b + \alpha_b n_s^1 + R_1 - p_b^1 - t_b x_b = r_b + \alpha_b n_s^2 + R_2 - p_b^2 - t_b (1 - x_b)$; $\Delta v_s^1 = \Delta v_s^2 \Rightarrow r_s + \alpha_s n_b^1 - \beta_s n_s^1 + R_1 - p_s^1 - t_s x_s = r_s + \alpha_s n_b^2 - \beta_s n_s^2 +$

$R_2 - p_s^2 - t_s (1 - x_s)$ 。

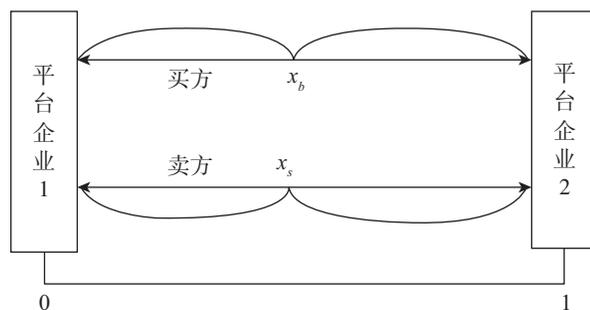


图2 买卖双方均为单归属的情形

由于买卖双方在单位线段上均匀分布, 且双方只能选择加入一个平台, 因此, $n_b^1 = x_b; n_b^2 = 1 - x_b; n_s^1 = x_s; n_s^2 = 1 - x_s$ 。将这些关系式代入上式的均衡条件可得:

$$n_b^i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2t_b} [\alpha_b (2n_s^i - 1) + (R_i - R_j) - (p_b^i - p_b^j)]$$

$$n_s^i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2(t_s + \beta_s)} [\alpha_s (2n_b^i - 1) + (R_i - R_j) - (p_s^i - p_s^j)]$$

其中 $i \neq j \in N$ 。求解该方程组即可获得博弈第二阶段中, 在给定平台会员费 (p_b^i, p_s^i) 和创新投资水平 R_i 的情况下, 由会员费和创新投资水平表示的买卖双方均衡数量, 即:

$$n_b^i = \frac{1}{2} + \frac{(t_s + \beta_s)(p_b^j - p_b^i) + \alpha_b(p_s^j - p_s^i) + (\alpha_b + t_s + \beta_s)(R_i - R_j)}{2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} \quad (1)$$

$$n_s^i = \frac{1}{2} + \frac{t_b(p_s^j - p_s^i) + \alpha_s(p_b^j - p_b^i) + (\alpha_s + t_b)(R_i - R_j)}{2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} \quad (2)$$

获得博弈第二阶段的均衡之后, 开始分析博弈第一阶段中平台企业所选择的均衡会员费和创新投资水平。此时, 平台 i 的利润最大化问题可表示为:

$$\max_{p_b^i, p_s^i, R_i} \pi^i = (p_b^i - f_b) n_b^i + (p_s^i - f_s) n_s^i - \frac{1}{2} \gamma R_i^2$$

利润函数关于会员费和创新投资水平求一阶导数并使其等于 0, 便可以得到均衡时的会员费与创新投资水平。本文只考察对称均衡, 因此两个平台将设定相同的会员费和创新投资水平, 即 $p_b^1 = p_b^2 = p_b; p_s^1 = p_s^2 = p_s; R_1 = R_2 = R$ 。计算可得:

$$p_b = f_b + t_b - \frac{\alpha_s}{t_s + \beta_s} (\alpha_b + p_s - f_s) \quad (3)$$

$$p_s = f_s + t_s + \beta_s - \frac{\alpha_b}{t_b} (\alpha_s + p_b - f_b) \quad (4)$$

$$R = \frac{(\alpha_b + t_s + \beta_s)(p_b - f_b) + (\alpha_s + t_b)(p_s - f_s)}{2\gamma [t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} \quad (5)$$

由式(3)、(4)和(5)可知,在买卖双方均为单归属情形下,平台企业的创新投资水平 R 不进入会员费的表达式中,表明若买卖双方均只加入一个平台,则平台企业在对买卖双方定价时不考虑其创新投资投入。此时,买方会员费等于平台对每个额外买方所投入的边际成本,加上买方单位交通成本,再减去 $[\alpha_s/(t_s + \beta_s)] \cdot (\alpha_b + p_s - f_s)$ 。最后一项表达式的理解可借鉴Armstrong(2006)^[4]中的观点,即每个额外买方吸引 $[\alpha_s/(t_s + \beta_s)]$ 数量的额外卖方。由于正的组间网络外部性,每个额外吸引的卖方使平台在不影响买方剩余的情况下可对每个买方额外收取 α_b ,且每个额外吸引的卖方能给平台带来 $(p_s - f_s)$ 的边际收益。所以, $(\alpha_b + p_s - f_s)$ 代表买方额外吸引一个卖方给平台带来的收益。而 $[\alpha_s/(t_s + \beta_s)] \cdot (\alpha_b + p_s - f_s)$ 代表额外一个买方所能为平台带来的总价值。相对于不考虑组内网络外部性的会员费,当 $\beta_s > 0$ 时,将会减少每个额外买方所吸引的额外卖方的数量 $\alpha_s/(t_s + \beta_s)$,进而提高买方会员费。对于卖方会员费的理解与买方会员费类似。与买方会员费的区别在于,卖方组内网络外部性 β_s 以加号形式直接增加卖方会员费。这是因为卖方会员费的增加会减少平台上活跃的卖方数量,而这对卖方有利,因此卖方愿意支付更高的会员费。

平台的创新投资水平 R 由增加创新投资的边际收益和边际成本相等来决定。增加创新投资会吸引额外的买方和卖方,平台从每个额外买方和卖方收取的会员费与为其提供服务的边际成本之差就是每个额外买方和卖方给平台带来的边际收益。平台增加创新投资所获得的边际收益越高,其创新动机便会越强。平台增加创新投资的边际成本与创新投资成本参数 γ 正相关,当创新成本参数越高时,平台越不希望进行创新活动。联立求解式(3)、(4)和(5)可获得均衡会员费和创新投资水平:

$$p_b^{ss} = f_b + t_b - \alpha_s \quad (6)$$

$$p_s^{ss} = f_s + t_s + \beta_s - \alpha_b \quad (7)$$

$$R^{ss} = 1/\gamma \quad (8)$$

其中,上标 ss 代表买卖双方均为单归属的情形。从式(6)、(7)和(8)可知,对于买方所设定的均衡会员费等于平台为买方提供服务的边际成本,加上买方单位交通成本,再减去对卖方产生的组间网络外部性。对于卖方设定的会员费等于平台为卖方提供服务的边际成本,加上卖方单位交通成本,加上卖方之间产生的组内网络外部性 β_s ,再减去对买方产生的组间网络外部性 α_b 。而均衡时平台的创新投资水平是成本参数 γ 的倒数,不依赖于其他任何参数。可将 $(1/\gamma)$ 看作创新活动转化为成果的难易程度,即创新成果转化率,该倒数越大,创新活动越容易转化为成果,平台的创新投资越多。在买卖双方均为单归属情形下,平台进行创新投资决策时,只考虑创新成果转化率 $(1/\gamma)$,不考虑其他因素,这是因为增加创新投资的边际收益恒为1。

由式(1)和(2)可知,当所有平台都设定相同的会员费和创新投资水平时,其均衡买卖双方数量为 $n_b^{ss} = n_s^{ss} = 1/2$ 。即在买卖双方均为单归属的对称均衡下,对于加入平台1或平台2无差异的边际买方和边际卖方位于线段 $1/2$ 的位置,即 $x_b = x_s = 1/2$ 。每个买方和卖方获得的总剩余为 $v_b^{ss} = r_b - f_b + (1/2)\alpha_b + \alpha_s - t_b + 1/\gamma$; $v_s^{ss} = r_s - f_s + \alpha_b + (1/2)\alpha_s - t_s - (3/2)\beta_s + 1/\gamma$ 。均衡买方剩余 CS^{ss} 、卖方剩余 PS^{ss} 和平台利润 Π^{ss} 分别为:

$$CS^{ss} = v_b^{ss} \cdot 1 - 2 \int_0^{1/2} t_b x dx = r_b - f_b + \frac{1}{2}\alpha_b + \alpha_s + \frac{1}{\gamma} - \frac{5}{4}t_b \quad (9)$$

$$PS^{ss} = v_s^{ss} \cdot 1 - 2 \int_0^{1/2} t_s x dx = r_s - f_s + \alpha_b + \frac{1}{2}\alpha_s - \frac{3}{2}\beta_s + \frac{1}{\gamma} - \frac{5}{4}t_s \quad (10)$$

$$\Pi^{ss} = \frac{1}{2} \left(t_b + t_s + \beta_s - \alpha_b - \alpha_s - \frac{1}{\gamma} \right) \quad (11)$$

从式(9)、(10)和(11)可知,首先,买方剩余和卖方剩余都随买卖双方的组间网络外部性 α_b 、 α_s 的增加而增加,随平台差异化程度 t_b 、 t_s 的增加而减少。^①这是由于平台差异化程度增加表明平台之间的竞争减弱,垄断力量增强,因此买卖双方剩余会减少。而平台利润正好相反,随组间网络外部性 α_b 、

① 买方剩余和卖方剩余随买方和卖方各自单位交通成本的增加而减少,而不受另一方单位交通成本的影响。

α_s 的增加而减少, 随平台差异化程度 t_b 、 t_s 的增加而增加。因此, 平台企业有动机进行差异化。

其次, 卖方之间的组内网络外部性 β_s 在买卖双方均为单归属情形下不影响买方剩余, 而会减少卖方剩余。这表明当平台企业中的卖方竞争更加激烈时, 会降低卖方剩余。但是该组内网络外部性会增加平台利润, 进而使得平台可能会更加倾向于先引进卖方, 之后再引进买方。这从另一个角度解释了平台经济在发展初期 (此时的双边用户基本均为单归属) 面临“鸡和蛋”问题时, 普遍先引进卖方, 再引进买方的现象。例如, 美国较成功的 OpenTable 平台的创建就是该方面的例子。OpenTable 是为高档餐厅和消费者提供服务的平台, 它最初为餐厅提供餐桌管理软件, 这是一项单方面的业务, 当它在一些城市签约了足够多的餐厅后, 开发了一个基于网络的平台, 供消费者预订, 即先引进卖方, 再引进买方 (Evans 和 Schmalensee, 2013^[14])。

最后, 在买卖双方均为单归属情形下, 平台的创新投资 ($1/\gamma$) 会提高买方剩余和卖方剩余, 但会降低平台利润。这是由于平台的创新活动在该情形下不影响买卖双方会员费, 对买卖双方剩余是净的增加, 所以会提高买卖双方剩余。而平台由于无法通过增加会员费来弥补创新成本, 因此对平台利润是净的减少。

命题 1 (创新投资水平的决定、买卖双方均为单归属): 买卖双方均为单归属时, 平台企业的创新投资水平仅取决于由成本参数所代表的成果转化率 ($1/\gamma$)。平台创新投资活动不影响买卖双方的会员费。平台创新能够提高买卖双方剩余, 但会降低平台利润。

为了确保上述均衡的有效性, 需要一定的条件进行约束。首先, 需要保证利润函数求导所获得的是最大值, 根据海塞矩阵为负定的计算可获得如下条件:^①

$$t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s > 0$$

$$4t_b(t_s + \beta_s) - (\alpha_b + \alpha_s)^2 > \frac{t_{para1}}{\gamma[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} > 0$$

其中, $t_{para1} = (t_s + \beta_s)(\alpha_s + t_b)^2 + t_b(\alpha_b + t_s + \beta_s)^2 - (\alpha_b + \alpha_s)$

$(\alpha_b + t_s + \beta_s)(\alpha_s + t_b) > 0$ 。上述条件能够确保唯一且稳定的均衡, 使得两个平台都有活跃的买方和卖方。

其次, 要确保所有买方和卖方都加入平台。这就意味着, 均衡时边际买方和边际卖方具有正的净剩余, 即 $v_b^{ss} - (1/2)t_b \geq 0$ 和 $v_s^{ss} - (1/2)t_s \geq 0$, 也就是说, $2(r_b - f_b) \geq 3t_b - [\alpha_b + 2\alpha_s + (2/\gamma)]$ 和 $2(r_s - f_s) \geq 3(t_s + \beta_s) - [2\alpha_b + \alpha_s + (2/\gamma)]$ 。

五、买方单归属、卖方多归属的均衡

平台企业发展到一定的成熟阶段后, 买方将会对某个平台产生强烈的偏好, 如有些买方只从京东商城购买商品, 而有些买方只认可淘宝和天猫。此时买方将单归属于某个平台。但是卖方出于拓宽销售渠道的考虑或其他原因, 经常同时在多个平台销售产品, 即卖方进行多归属。因此, 本部分放松前面对卖方的假设, 允许卖方多归属, 分析买方单归属、卖方多归属的均衡及剩余分配情况。在该情形下, 由于买方单归属, 因此边际买方对于加入平台 1 和平台 2 无差异, 而边际卖方由于可以同时加入两个平台, 所以对于加入某个平台和不加入该平台无差异, 如图 3 所示。

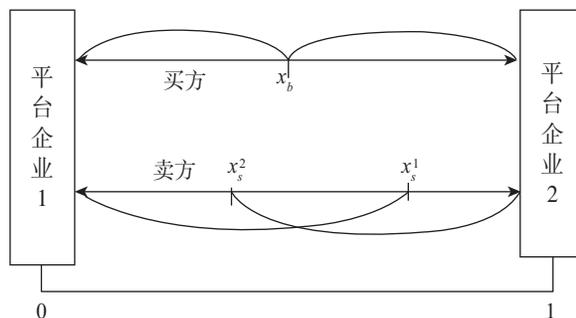


图 3 买方单归属、卖方多归属的情形

图 3 中, 点 x_b 的边际买方对于加入平台 1 和平台 2 无差异。由于买方单归属, 因此均衡时该点只存在一个。点 x_s^1 的边际卖方对于加入平台 1 和不加入平台 1 无差异。点 x_s^2 的边际卖方对于加入平台 2 和不加入平台 2 无差异。假设 $0 < x_s^2 < x_s^1 < 1$,^② 即点 x_s^1 在点 x_s^2 的右边, 并且边际卖方位于 (0, 1) 线段之内, 不考虑位于 (0, 1) 线段之外的情形。^③ 此时 x_s^2 和 x_s^1 之间分布的卖方将会多归属, 同时加入两个平台。以 x_s^2 和 x_s^1 之间的任何一点为例, x_s^1 左侧的卖方会加

① 感兴趣的读者可以向作者索要计算过程。

② 这一假设得以满足的具体条件见本部分式 (34)。

③ 显然, 如果平台对卖方的吸引力足够大, 所有卖方都将多归属。本文不考虑这种情况。

入平台 1, 且由于位于 x_s^2 右侧, 同时也会加入平台 2。因此, 位于 x_s^2 和 x_s^1 之间的卖方都会多归属。该情形下的求解过程与买卖双方均为单归属的均衡求解类似。

对于买方来说, 由于单归属, 因此在图 3 的点 x_b 有 $\Delta v_b^1 = \Delta v_b^2$, 即

$$r_b + \alpha_b n_s^1 + R_1 - p_b^1 - t_b x_b = r_b + \alpha_b n_s^2 + R_2 - p_b^2 - t_b (1 - x_b)$$

从单归属可知 $x_b = n_b^1$; $1 - x_b = 1 - n_b^1 = n_b^2$, 将该关系式代入并计算可得:

$$n_b^i = \frac{1}{2} + \frac{1}{2t_b} [\alpha_b (n_s^i - n_s^j) + (R_i - R_j) - (p_b^i - p_b^j)] \quad (12)$$

对于卖方来说, 在图 3 中由于 x_s^1 点的边际卖方对于加入平台 1 和不加入平台 1 无差异, 因此在点 x_s^1 上有 $r_s + \alpha_s n_b^1 - \beta_s n_s^1 + R_1 - p_s^1 - t_s x_s^1 = 0$ 。由于 $x_s^1 = n_s^1$, 所以有

$$n_s^1 = \frac{r_s + \alpha_s n_b^1 + R_1 - p_s^1}{t_s + \beta_s} \quad (13)$$

同理在点 x_s^2 上有 $r_s + \alpha_s n_b^2 - \beta_s n_s^2 + R_2 - p_s^2 - t_s (1 - x_s^2) = 0$ 。由于 $1 - x_s^2 = n_s^2$, 所以有

$$n_s^2 = \frac{r_s + \alpha_s n_b^2 + R_2 - p_s^2}{t_s + \beta_s} \quad (14)$$

联立求解式 (12)、(13) 和 (14), 可获得由会员费和创新投资水平表示的均衡买卖双方数量

$$n_b^i = \frac{1}{2} + \frac{(t_s + \beta_s)(p_b^j - p_b^i) + \alpha_b (p_s^j - p_s^i) + (\alpha_b + t_s + \beta_s)(R_i - R_j)}{2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]}$$

$$n_s^i = \frac{r_s + R_i - p_s^i}{t_s + \beta_s} + \frac{\alpha_s}{t_s + \beta_s}$$

$$\left[\frac{1}{2} + \frac{\alpha_b (p_s^j - p_s^i) + (t_s + \beta_s)(p_b^j - p_b^i) + (\alpha_b + t_s + \beta_s)(R_i - R_j)}{2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} \right]$$

将买卖双方数量代入平台利润表达式, 求其一阶导数, 并使其等于 0, 可得对称均衡下的会员费和创新投资水平:

$$p_b = f_b + t_b - \frac{\alpha_s}{t_s + \beta_s} (\alpha_b + p_s - f_s) \quad (15)$$

$$p_s = \frac{[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s](2r_s + 2R + \alpha_s) + f_s [2t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s] - \alpha_b(t_s + \beta_s)(p_b - f_b)}{4t_b(t_s + \beta_s) - 3\alpha_b \alpha_s} \quad (16)$$

$$\gamma R = \frac{(\alpha_b + t_s + \beta_s)}{2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} (p_b - f_b)$$

$$+ \frac{[(t_s + \beta_s)(2t_b + \alpha_s) - \alpha_b \alpha_s]}{2(t_s + \beta_s)[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} (p_s - f_s) \quad (17)$$

联立求解式 (15) 和 (16) 可得:

$$p_b = f_b + t_b - \frac{\alpha_s}{4(t_s + \beta_s)} [3\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s) + 2R] \quad (18)$$

$$p_s = \frac{1}{2}(r_s + f_s + R) + \frac{1}{4}(\alpha_s - \alpha_b) \quad (19)$$

由式 (18) 和 (19) 可知, 与买卖双方均为单归属情形不同, 在竞争性瓶颈下平台对买卖双方设定会员费时将会考虑创新投资水平 R 。但创新投资水平对买卖双方会员费的影响方向不同。对于买方会员费有负向影响, 当平台创新投资水平越高时, 对单归属买方设定的会员费越低。相反, 创新投资水平对卖方会员费有正向影响, 当平台创新投资水平越高时, 对卖方设定的会员费越高。

将式 (18) 和 (19) 代入式 (17) 可得:

$$\gamma R = \frac{1}{2(t_s + \beta_s)} R + \frac{2(r_s - f_s) + 2(t_s + \beta_s) + \alpha_b + \alpha_s}{4(t_s + \beta_s)} \quad (20)$$

式 (20) 中, 等式左边为平台增加创新投资水平的边际成本, 等式右边为平台增加创新投资水平的边际收益。当 $1/[2(t_s + \beta_s)] > \gamma$ 时, 边际收益比边际成本增加得更快, 均衡 R 将无穷大。当 $1/[2(t_s + \beta_s)] = \gamma$ 时, 边际收益和边际成本增加得一样快, 但边际收益总是比边际成本大, 最优的 R 在数学上无解。因此, 假设 $1/[2(t_s + \beta_s)] < \gamma$, 即 $2\gamma(t_s + \beta_s) - 1 > 0$ 。

通过联立求解式 (18)、(19) 和 (20) 可得均衡会员费和创新投资水平为:

$$p_b^{sm} = f_b + t_b - \frac{\alpha_s [3\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s)]}{4(t_s + \beta_s)} - \frac{\alpha_s [2(r_s - f_s) + 2(t_s + \beta_s) + \alpha_b + \alpha_s]}{4(t_s + \beta_s) [2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} \quad (21)$$

$$p_s^{sm} = \frac{2(r_s + f_s) + \alpha_s - \alpha_b}{4} + \frac{2(r_s - f_s) + 2(t_s + \beta_s) + \alpha_b + \alpha_s}{4[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} \quad (22)$$

$$R^{sm} = \frac{2(r_s - f_s) + 2(t_s + \beta_s) + \alpha_b + \alpha_s}{2[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} \quad (23)$$

其中, 上标 sm 代表竞争性瓶颈的情形。由式 (21)、(22) 和 (23) 可知, 平台创新投资水平不仅取决于成本参数 γ , 还取决于卖方基础效用 r_s 、平台为卖方提供服务的边际成本 f_s 、卖方单位交通成本 t_s 、卖方

组内网络外部性 β_s ，以及买卖双方的组间网络外部性 α_b 、 α_s 。平台创新投资水平随卖方基础效用和买卖双方组间网络外部性的增加而提高，随平台为卖方提供服务的边际成本和创新成本参数的增加而降低。此外，由式 (20) 中等式右边的平台增加创新水平的边际收益表达式可知，该边际收益受卖方单位交通成本、卖方组内网络外部性、卖方基础效用、平台为卖方提供服务的边际成本和买卖双方的组间网络外部性等因素的影响，这表明平台在竞争性瓶颈下决定均衡创新投资水平时主要考虑卖方侧的参数。

在对称均衡下，买卖双方的均衡数量分别为：

$$n_b^{sm} = \frac{1}{2} \tag{24}$$

$$n_s^{sm} = \frac{\gamma[2(r_s - f_s) + \alpha_b + \alpha_s] + 1}{2[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} \tag{25}$$

其中， n_s^{sm} 表示平台 1 或平台 2 上的卖方数量，指平台 i 上单归属和多归属卖方的总和。由于买方单归属，因此在均衡时加入每个平台的数量都为 1/2，边际买方位于 $x_b = 1/2$ 的位置。对于卖方来说，当卖方可以进行多归属时其均衡位置不再是 1/2，而取决于多个参数。当卖方基础效用和买卖双方的组间网络外部性越大时，平台上的卖方数量越多。

获得式 (21)、(22)、(23)、(24) 和 (25) 的均衡会员费、创新投资水平和买卖双方数量之后，就可以求出每个买方和卖方加入平台所能获得的未去除交通成本的总剩余 v_b^{sm} 和 v_s^{sm} ：

$$v_b^{sm} = \frac{\alpha_b^2 + 4\alpha_b\alpha_s + \alpha_s^2 + 2(\alpha_b + \alpha_s)(r_s - f_s + R^{sm})}{4(t_s + \beta_s)}$$

$$+ r_b - f_b + R^{sm} - t_b$$

$$v_s^{sm} = \frac{t_s}{4(t_s + \beta_s)} [\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s + R^{sm})]$$

均衡时买卖双方剩余和平台利润分别为：

$$CS^{sm} = \int_0^{\frac{1}{2}} (v_b^{sm} - t_b x) dx + \int_{\frac{1}{2}}^1 [v_b^{sm} - t_b(1 - x)] dx$$

$$= \left[\frac{\alpha_b + \alpha_s}{2(t_s + \beta_s)} + 1 \right] R^{sm}$$

$$+ \frac{\alpha_b^2 + 4\alpha_b\alpha_s + \alpha_s^2 + 2(r_s - f_s)(\alpha_b + \alpha_s) + 4(t_s + \beta_s)(r_b - f_b)}{4(t_s + \beta_s)}$$

$$- \frac{5}{4} t_b \tag{26}$$

$$PS^{sm} = \int_0^{1-n_s^{sm}} (v_s^{sm} - t_s x) dx + \int_{1-n_s^{sm}}^{n_s^{sm}} (2v_s^{sm} - t_s) dx$$

$$+ \int_{n_s^{sm}}^1 [v_s^{sm} - t_s(1-x)] dx$$

$$= \frac{t_s}{16(t_s + \beta_s)^2} [\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s + R^{sm})]^2 \tag{27}$$

$$\Pi^{sm} = \left[\frac{1 - 2\gamma(t_s + \beta_s)}{4(t_s + \beta_s)} \right] (R^{sm})^2 + \frac{(r_s - f_s)}{2(t_s + \beta_s)} R^{sm}$$

$$+ \frac{[2(r_s - f_s)]^2 + 8t_b(t_s + \beta_s) - 6\alpha_b\alpha_s - \alpha_b^2 - \alpha_s^2}{16(t_s + \beta_s)} \tag{28}$$

为了与平台不进行创新投资活动的情形相比较，我们求出平台不进行创新投资活动时竞争性瓶颈情形下的均衡买卖双方会员费、剩余和平台利润：

$$p_b^{sm1} = f_b + t_b - \frac{\alpha_s}{4(t_s + \beta_s)} [3\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s)] \tag{29}$$

$$p_s^{sm1} = \frac{1}{2}(r_s + f_s) + \frac{1}{4}(\alpha_s - \alpha_b) \tag{30}$$

$$CS^{sm1} = \frac{\alpha_b^2 + 4\alpha_b\alpha_s + \alpha_s^2 + 2(r_s - f_s)(\alpha_b + \alpha_s)}{4(t_s + \beta_s)}$$

$$+ (r_b - f_b) - \frac{5}{4} t_b \tag{31}$$

$$PS^{sm1} = \frac{t_s}{16(t_s + \beta_s)^2} [\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s)]^2 \tag{32}$$

$$\Pi^{sm1} = \frac{[2(r_s - f_s)]^2 + 8t_b(t_s + \beta_s) - 6\alpha_b\alpha_s - \alpha_b^2 - \alpha_s^2}{16(t_s + \beta_s)} \tag{33}$$

其中，上标 $sm1$ 代表竞争性瓶颈下平台不进行创新投资活动的情形。

通过将式 (21)、(22) 与式 (29)、(30) 之间的比较可知，在竞争性瓶颈情形下，平台创新投资活动能够降低买方会员费，提高卖方会员费。根据式 (26)、(27) 与式 (31)、(32) 的比较可知，平台创新会提高买卖双方剩余。通过式 (28) 与式 (33) 的比较可知，由于 $R^{sm} > [2(r_s - f_s)] / [2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]$ ，平台创新会降低平台利润。

命题 2 (创新投资水平的决定、竞争性瓶颈)：当允许卖方多归属时，平台创新投资水平取决于卖方基础效用 r_s 、卖方单位交通成本 t_s 、平台为卖方提供服务的边际成本 f_s 、卖方组内网络外部性 β_s ，以及买卖双方的组间网络外部性 α_b 、 α_s 和创新成本参数 γ 。由于平台增加创新投资水平的边际收益主要受卖方侧参数的影响，因此，平台创新投资水平主要取决于卖

方侧参数。平台创新投资会降低买方会员费，提高卖方会员费。创新投资活动能够提高买卖双方剩余，但会降低平台利润。

为了确保上述均衡的有效性，需要相应的条件进行约束。首先，对于利润函数求导获得最大值的二阶条件来说，仍旧通过海塞矩阵运算可获得如下条件：^①

$$t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s > 0$$

$$8t_b(t_s + \beta_s) - 4\alpha_b \alpha_s - (\alpha_b + \alpha_s)^2 > -\frac{t_{para2}}{\gamma(t_s + \beta_s)[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s]} > 0$$

其中，

$$t_{para2} = \{ \alpha_s(\alpha_b + t_s + \beta_s) + 2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s] \}$$

$$\{ \alpha_b(\alpha_b + t_s + \beta_s) - 2[t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s] \}$$

$$- (\alpha_b + t_s + \beta_s)^2 [2t_b(t_s + \beta_s) - \alpha_b \alpha_s] < 0$$

该条件能够确保唯一且稳定均衡的存在，使得两个平台都有活跃的买方和卖方。

其次，确保一些卖方在均衡时多归属，应满足 $(1/2) < n_s^{sm} < 1$ ，这也意味着所有卖方的加入：

$$\frac{1}{2} < \frac{\gamma[2(r_s - f_s) + \alpha_b + \alpha_s] + 1}{2[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} < 1 \quad (34)$$

由于 $2\gamma(t_s + \beta_s) - 1 > 0$ ，所以经过整理，该条件可以被改写为：

$$2(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) < 2(r_s - f_s) < 4(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{3}{\gamma} \right) \quad (35)$$

最后，要确保所有买方的加入，也就是说 $v_b^{sm} - (1/2)t_b \geq 0$ 。即：

$$\frac{\alpha_b^2 + 4\alpha_b \alpha_s + \alpha_s^2 + 2(\alpha_b + \alpha_s)(r_s - f_s + R^{sm})}{4(t_s + \beta_s)}$$

$$+ r_b - f_b + R^{sm} - \frac{3}{2}t_b \geq 0$$

六、单归属与多归属的比较

本部分比较买卖双方均为单归属和竞争性瓶颈两种情形下的均衡创新投资水平、会员费和各参与者的剩余分配情况，进而明确用户多归属能否促进平台创新，以及用户多归属的价格效应和对不同类型参与者

各自的福利效应。

(一) 创新投资水平的比较

在不同归属环境下，平台创新投资水平及影响因素不同。在买卖双方均为单归属环境下，平台创新投资水平仅取决于创新成果转化率 $(1/\gamma)$ 。而在竞争性瓶颈下，平台创新投资水平取决于多个因素。为了明确用户多归属能否促进平台创新，需要比较不同环境下的创新投资水平，具体比较式 (8) 和式 (23) 可得：

$$\Delta R = R^{sm} - R^{ss} = \frac{\gamma[2(r_s - f_s) - 2(t_s + \beta_s) + (\alpha_b + \alpha_s)] + 2}{2\gamma[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]}$$

由于 $2\gamma(t_s + \beta_s) - 1 > 0$ ，根据式 (35) 可知， $0 < \Delta R < \frac{1}{2\gamma}$ 。当同时考虑买卖双方均为单归属情形下边际卖方剩余非负的条件 $2(r_s - f_s) \geq 3(t_s + \beta_s) - [2\alpha_b + \alpha_s + (2/\gamma)]$ 和 $2(r_s - f_s) > 0$ 时， ΔR 的下确界可能会大于 0。^②

因此，卖方多归属必然会提高平台创新投资水平。其经济学直觉是，当卖方可以多归属时，平台之间的竞争会变得更加激烈。此时，平台通过增加创新投资水平来吸引更多的单归属买方，进而增强垄断力量。

当卖方多归属时，平台企业可能会实施“二选一”独占交易策略。若不存在利诱等手段，完全让多归属卖方自主选择时，无论只有单个平台实施“二选一”，还是两个平台同时实施“二选一”，其最终结果是让所有卖方都进行单归属。因此，可将买卖双方均为单归属情形看作平台在买方单归属、卖方多归属情形下对卖方实施“二选一”独占交易策略的结果。从创新投资角度可看出，平台企业的“二选一”独占交易策略会降低平台创新投资水平，不利于平台经济的持续健康发展。这为将平台“二选一”视作限定交易，纳入反垄断规制范畴的政策提供了理论支撑。

命题 3 (用户多归属对创新投资水平的影响)：用户多归属一定能够促进平台创新。平台企业的“二选一”行为会抑制平台创新，不利于平台经济的持续健康发展，应对其进行反垄断规制。

① 感兴趣的读者可以向作者索要计算过程。

② 感兴趣的读者可以向作者索要证明过程。

(二) 会员费的比较

为了明确用户多归属的价格效应, 需要比较买卖双方均为单归属和竞争性瓶颈两种情形下的均衡会员费。根据式 (6)、(7)、(21) 和 (22) 可得:

$$\Delta p_b = p_b^{sm} - p_b^{ss} = \frac{-\alpha_s \{ \gamma(t_s + \beta_s) [2(r_s - f_s) - 4(t_s + \beta_s) + (3\alpha_b + \alpha_s)] + 3(t_s + \beta_s) - \alpha_b \}}{2(t_s + \beta_s) [2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]}$$

$$\Delta p_s = p_s^{sm} - p_s^{ss} = \frac{\gamma(t_s + \beta_s) [2(r_s - f_s) - 4(t_s + \beta_s) + (3\alpha_b + \alpha_s)] + 3(t_s + \beta_s) - \alpha_b}{2[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]}$$

从上述表达式可以看出, $\Delta p_s = -\frac{t_s + \beta_s}{\alpha_s} \Delta p_b$, 所以 Δp_b 和 Δp_s 两者的符号正好相反。于是, 我们发现, 当允许卖方多归属时, 与单归属情形相比, 买方会员费与卖方会员费反方向变动: 若其中之一上升, 另一个必然会下降。

根据式 (35) 可得, $-\frac{\alpha_b \alpha_s}{2(t_s + \beta_s)} < \Delta p_b < \frac{\alpha_s(t_s + \beta_s - \alpha_b)}{2(t_s + \beta_s)}$

和 $\frac{1}{2}[\alpha_b - (t_s + \beta_s)] < \Delta p_s < \frac{1}{2}\alpha_b$, 只有当 $t_s + \beta_s > \alpha_b$ 时, 买方会员费才有可能比单归属情形下上升, 卖方会员费才可能下降。更具体而言, 当同时考虑买卖双方均为单归属情形下边际卖方剩余非负的条件时, 只有 $t_s + \beta_s > \alpha_b$, $2(r_s - f_s) < 4(t_s + \beta_s) - 3\alpha_b - \alpha_s$ 和 $\gamma > \max \left\{ \frac{1}{t_s + \beta_s}, \frac{3(t_s + \beta_s) - \alpha_b}{[4(t_s + \beta_s) - 2(r_s - f_s) - 3\alpha_b - \alpha_s](t_s + \beta_s)} \right\}$ 三个条件同时得到满足, 才会有 $\Delta p_b > 0$, $\Delta p_s < 0$ 。其他条件下都是 $\Delta p_b \leq 0$, $\Delta p_s \geq 0$ 。① 这意味着, 在通常情况下, 卖方多归属会使买方会员费下降, 卖方会员费上升。只有在卖方单位交通成本和 (负的) 组内网络外部性较大、卖方基础效用与平台为卖方提供服务的边际成本之差较小、创新投资成本较高的情况下, 买方会员费才上升, 卖方会员费才下降。其背后的经济学直觉是, 当允许卖方多归属时, 平台需要竞争买方, 除了前面提到的增加创新投资水平之外, 在通常情况下, 平台还会降低买方会员费。但是, 当卖方单位交通成本和负的组内网络外部性较大、卖方基础效用与平台为卖方提供服务的边际成本之差较小时, 虽然平台允许卖方多归属, 但平台能够吸引的卖方数量仍不是太多, 若创新投资成本较高, 则平台将增加买

方会员费以收回创新投资成本, 降低卖方会员费以吸引更多的卖方。

命题 4 (用户多归属的价格效应): 当允许卖方多归属时, 买方会员费和卖方会员费呈反方向变动。在通常情况下, 卖方多归属会使买方会员费下降, 卖方会员费上升。只有在同时满足卖方单位交通成本和 (负的) 组内网络外部性较大、卖方基础效用与平台为卖方提供服务的边际成本之差较小和创新投资成本较高三个条件时, 才会有买方会员费上升, 卖方会员费下降。

因此, 与大部分研究类似, 在通常情况下, 卖方多归属会提高平台对卖方的定价、降低对买方的定价。这表明便于卖方进行多归属的各种 APP 的出现, 通常会使卖方会员费上升。

(三) 福利效应的比较

为了明确用户多归属的福利效应, 下面比较两种环境下的买卖双方剩余和平台利润。

1. 买方剩余的比较。

比较式 (9) 和 (26) 可得:

$$\Delta CS = CS^{sm} - CS^{ss} = \left[\frac{\alpha_b + \alpha_s}{2(t_s + \beta_s)} \right] R^{sm} + \left(R^{sm} - \frac{1}{\gamma} \right) + \frac{\alpha_b^2 + 4\alpha_b \alpha_s + \alpha_s^2}{4(t_s + \beta_s)} + \frac{2(r_s - f_s)(\alpha_b + \alpha_s)}{4(t_s + \beta_s)} - \left(\frac{1}{2}\alpha_b + \alpha_s \right)$$

根据式 (35) 和买卖双方均为单归属情形下边际卖方剩余非负的条件可知, 当 $\frac{1}{2} \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) < t_s + \beta_s < \alpha_b$ 时, 有 $0 < \frac{\alpha_s [\alpha_b - (t_s + \beta_s)]}{2(t_s + \beta_s)} < \Delta CS < \frac{1}{2\gamma} + \frac{\alpha_b \alpha_s}{2(t_s + \beta_s)} + \frac{1}{2}\alpha_b$ 。此时, ΔCS 总是大于 0, 表明用户多归属必然会使买方剩余提高。其背后的经济学直觉是, 当买方组间网络外部性足够大时, 若允许卖方多归属, 买方可交易的卖方数量增加, 从而获得的总的组间网络外部效应会变大。此外, 根据前面的分析可知, 卖方多归属必然会使均衡创新投资水平提高, 而且当 $\alpha_b > t_s + \beta_s$ 时, 卖方多归属使买方会员费降低, 这三项都使买方剩余净的增加。因此, 用户多归属必然会提高买方剩余。

① 感兴趣的读者可以向作者索要证明过程。

当 $t_s + \beta_s > \max \left\{ \alpha_b, \frac{1}{3} \left(2\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) \right\}$ 时, 有

$$\frac{2(\alpha_b + \alpha_s)(2\gamma\alpha_b - 1)}{4\gamma(t_s + \beta_s)[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} + \frac{\alpha_s \gamma [\alpha_b - (t_s + \beta_s)] - 2(\alpha_b + \alpha_s)}{4\gamma(t_s + \beta_s)} < \Delta CS < \frac{1}{2\gamma} + \frac{\alpha_b \alpha_s}{2(t_s + \beta_s)} + \frac{1}{2} \alpha_b$$

此时, 若 $\alpha_b < \frac{1}{2\gamma}$, 则必有

$$\frac{2(\alpha_b + \alpha_s)(2\gamma\alpha_b - 1)}{4\gamma(t_s + \beta_s)[2\gamma(t_s + \beta_s) - 1]} + \frac{\alpha_s \gamma [\alpha_b - (t_s + \beta_s)] - 2(\alpha_b + \alpha_s)}{4\gamma(t_s + \beta_s)} < 0$$

ΔCS 大于一个负数, 小于一个正数, 表明在该条件下, 买方剩余既可能会下降, 也可能会上升。^①

2. 卖方剩余的比较

由式 (10) 和式 (27) 可得:

$$\begin{aligned} \Delta PS &= PS^{sm} - PS^{ss} \\ &= \frac{t_s}{16(t_s + \beta_s)^2} [\alpha_b + \alpha_s + 2(r_s - f_s + R^{sm})]^2 \\ &\quad - \left(r_s - f_s + \alpha_b + \frac{1}{2} \alpha_s - \frac{3}{2} \beta_s + \frac{1}{\gamma} - \frac{5}{4} t_s \right) \end{aligned}$$

由于此部分的比较较为繁琐, 因此只考虑 $\frac{1}{2\gamma} < t_s + \beta_s < \alpha_b$ 且 $2(t_s + \beta_s) > \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right)$ 的情形。此时, 根据式 (35) 和买卖双方均为单归属情形下边际卖方剩余非负的条件有 $0 < 2(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) < 2(r_s - f_s) < 4(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{3}{\gamma} \right)$ 和 $0 < \Delta R < \frac{1}{2\gamma}$ 。计算可得:

$$\begin{aligned} -(r_s - f_s) + \frac{3}{2}(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \frac{1}{2} \alpha_s + \frac{1}{\gamma} \right) < \Delta PS < \\ -(r_s - f_s) + \frac{3}{2}(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \frac{1}{2} \alpha_s + \frac{1}{\gamma} \right) + \frac{3}{4} t_s \end{aligned}$$

由买卖双方均为单归属情形下边际卖方剩余非负的条件 $2(r_s - f_s) \geq 3(t_s + \beta_s) - \left(2\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right)$ 可知, ΔPS 不等式左边的项小于等于 0, 即 $-(r_s - f_s) + \frac{3}{2}(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \frac{1}{2} \alpha_s + \frac{1}{\gamma} \right) \leq 0$ 。

当同时满足 $2(r_s - f_s) \geq 3(t_s + \beta_s) - \left(2\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) + \frac{3}{2} t_s$, $\beta_s > \frac{1}{\gamma} + \frac{t_s}{2} - \alpha_b$ 和 $\frac{1}{2} \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) < t_s + \beta_s < \alpha_b$ 时,

ΔPS 不等式右边的项小于等于 0, 即 $-(r_s - f_s) + \frac{3}{2}(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \frac{1}{2} \alpha_s + \frac{1}{\gamma} \right) + \frac{3}{4} t_s \leq 0$ 。此时, $\Delta PS \leq 0$, 表明用户多归属使卖方剩余下降。其背后的经济学直觉是当卖方基础效用与平台为卖方提供服务的边际成本之差较大 (或 $t_s + \beta_s < \alpha_b$) 时, 卖方多归属会提高卖方会员费, 从而降低卖方剩余。此外, 当 (负的) 卖方组内网络外部性 β_s 较大时, 平台中卖方之间的竞争激烈, 卖方多归属也会损害卖方剩余。因此, 这两项所导致的卖方剩余的降低超过平台创新投资水平增加所带来的卖方剩余的提高, 其最终结果是卖方剩余下降。

当同时满足 $2(r_s - f_s) < 3(t_s + \beta_s) - \left(2\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) + \frac{3}{2} t_s$, $\beta_s > \alpha_b - \frac{5}{2} t_s$ 和 $\frac{1}{2} \left(\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma} \right) < t_s + \beta_s < \alpha_b$ 时, ΔPS 不等式右边的项大于 0, 即 $-(r_s - f_s) + \frac{3}{2}(t_s + \beta_s) - \left(\alpha_b + \frac{1}{2} \alpha_s + \frac{1}{\gamma} \right) + \frac{3}{4} t_s > 0$ 。此时, ΔPS 大于一个负数, 小于一个正数, 表明卖方剩余可能会上升, 也可能会下降。^②

3. 平台利润的比较

根据平台利润的表达式可知:

$$\begin{aligned} \Delta \Pi &= \Pi^{sm} - \Pi^{ss} \\ &= \frac{1}{2} (p_b^{sm} - p_b^{ss}) + n_s^{sm} (p_s^{sm} - f_s) - \frac{1}{2} (p_s^{ss} - f_s) \\ &\quad - \frac{1}{2} \gamma [(R^{sm})^2 - (R^{ss})^2] \end{aligned}$$

相较于买卖双方均为单归属, 当允许卖方多归属时, 一方面, 根据前面的分析可知, 卖方多归属必然会增加平台创新投资水平, 这会提高平台企业的创新投资成本, 降低平台利润。此外, 在通常情况下, 卖方多归属会降低均衡买方会员费, 且均衡买方数量仍旧与买卖双方均为单归属情形相同, 都为 1/2, 所以平台从买方处获得的收益减少, 这也会降低平台利润。另一方面, 买卖双方会员费反方向变动, 卖方多归属使均衡卖方会员费提高, 并且根据卖方数量条件可知, $n_s^{sm} > 1/2$, 即平台上卖方数量增多, 所以平台从卖方处获得的收益增加, 这会提高平台利润。在少

①② 感兴趣的读者可以向作者索要证明过程。

数情况下，卖方多归属使买方会员费增加和卖方会员费下降，买方会员费的增加会提高平台利润，而卖方会员费的下降则由于卖方数量的增加对平台利润的影响不确定。综上，当卖方多归属时，存在几种方向相反的力量对平台利润产生影响。

比较式 (11) 和 (28) 可得：

$$\Delta \Pi = \frac{4(r_s - f_s + R^{sm})^2 + 8t_s(t_s + \beta_s) - 6\alpha_b\alpha_s - \alpha_b^2 - \alpha_s^2}{16(t_s + \beta_s)} - \frac{1}{2}\gamma(R^{sm})^2 - \frac{1}{2}\left(t_b + t_s + \beta_s - \alpha_b - \alpha_s - \frac{1}{\gamma}\right)$$

由于平台利润比较的分析较复杂，因此对于 $\Delta \Pi < 0$ 充分条件的证明只考虑 $\frac{1}{2\gamma} < t_s + \beta_s < \alpha_b$ 且 $2(t_s + \beta_s) < (\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma})$ 的情形；对于 $\Delta \Pi > 0$ 充分条件的证明只考虑 $t_s + \beta_s > \max\left\{\alpha_b, \frac{1}{2\gamma}\right\}$ 且 $3(t_s + \beta_s) > \left(2\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma}\right)$ 的情形。^①

$$\text{当 } t_s + \beta_s \leq \sqrt{\frac{\alpha_b\alpha_s}{2}} \text{ 和 } \frac{1}{2\gamma} < t_s + \beta_s < \alpha_b \text{ 时，有 } \Delta \Pi < 0。$$

这表明在该条件下用户多归属会降低平台利润，平台有动机实施“二选一”独占交易策略。其背后的经济学直觉是，卖方的 t_s 较小代表平台对于卖方的差异化程度较低，平台之间的竞争较激烈，卖方会员费较低。一旦允许卖方多归属，平台企业将会较为激烈地竞争单归属买方从而吸引较多的卖方。此时，平台企业增加的创新投资水平会较高，^② 使得创新成本增加较大。又由于当 $t_s + \beta_s < \alpha_b$ 时，卖方多归属使买方会员费下降，但均衡时买方数量不变，因此平台从买方处获得的总的会员费减少。这导致平台从卖方处获得的总的会员费增加少于创新投资成本提高和总的买方会员费下降带来的损失，使得平台利润下降。这时平台更有动机实施“二选一”独占交易策略。

当 $t_s + \beta_s > \frac{1}{3}\left(2\alpha_b + \alpha_s + \frac{2}{\gamma}\right)$ 和 $\frac{5}{\gamma} + 2\alpha_b < \alpha_s < \frac{5}{2\alpha_b\gamma^2} + 2\alpha_b$ ^③ 时，有 $\Delta \Pi > 0$ ，表明卖方多归属使平台获利。这是由于当平台对于卖方的差异化程度较大时，平台之

间的竞争较弱，卖方会员费较高。此时创新投资水平增加的程度较低，^④ 又由于创新成果转化率较高，因此创新投资水平增加对于平台利润所带来的损失较少。此外，当卖方单位交通成本和（负的）卖方组内网络外部性足够大时，卖方多归属会使买方会员费上升，卖方会员费下降，并且均衡时买方数量不变，卖方数量增加，所以平台从买方处获得的总的买方会员费增加，卖方总会员费的变化方向不确定。但由于卖方组内网络外部性较大，所以均衡卖方数量较多，且卖方会员费下降较少（买方会员费上升也较少）。因此，平台从买方处获得的总会员费的增加超过创新投资成本增加和卖方会员费下降带来的损失，使得平台获利。

命题 5 (用户多归属的福利效应)：当允许卖方多归属时，买方、卖方和平台企业分别可能会获利，也可能会受损。

七、总结

随着平台经济的发展，我国平台企业已显示出寡头垄断的市场结构特征。在该市场结构下，平台企业的创新投资动力可能会不足。因此，明确目前促进用户多归属 APP 和软件的出现能否促进平台企业创新，以及找出影响平台企业创新的因素尤为重要。此外，本文还讨论了用户多归属的价格效应和福利效应，从平台创新角度研究是否应对平台“二选一”独占交易行为进行反垄断规制。本文通过构建双寡头 Hotelling 模型解决上述问题。在该模型中，尝试以线性形式引入卖方之间的负的组内网络外部性，在平台向买卖双方只收取会员费的情形下分析两种归属环境——买卖双方均为单归属、竞争性瓶颈——下的市场均衡，随后将两种均衡结果进行比较，得出如下结论：

(1) 用户多归属一定能够促进平台企业创新。这是由于当允许卖方多归属时，平台企业之间的竞争会更加激烈。此时，平台会通过提高创新投资水平来吸引更多的单归属买方，增强其垄断力量。这表明，平台企业的“二选一”独占交易行为会抑制平台创新，不利于平台经济的持续健康发展，应对其进行反

① 感兴趣的读者可以向作者索要关于平台利润比较的具体分析。

② $\frac{\partial \Delta R}{\partial t_s} < 0$ 。

③ 该条件满足需要保证 $2\alpha_b < \frac{1}{\gamma}$ 。

④ 由于创新投资水平增加的程度较低，所以卖方组内网络外部性不能太大。

垄断规制。

(2) 当双边用户均为单归属时, 平台创新投资水平仅取决于创新成果转化率 ($1/\gamma$); 而允许卖方多归属时, 平台创新投资水平取决于卖方基础效用 r_s 、卖方单位交通成本 t_s 、平台为卖方提供服务的边际成本 f_s 、卖方组内网络外部性 β_s , 以及买卖双方的组间网络外部性 α_b 、 α_s 和创新成本参数 γ 。此时, 由于平台增加创新水平的边际收益主要受卖方参数的影响, 因此平台创新投资水平主要由卖方参数决定。

(3) 在通常情况下, 卖方多归属会使买方会员费下降, 卖方会员费上升。只有在同时满足卖方单位交通成本和 (负的) 组内网络外部性较大、卖方基

础效用与平台为卖方提供服务的边际成本之差较小、创新投资成本较高三个条件时, 买方会员费才上升, 卖方会员费才下降。这表明便于卖方进行多归属的各种 APP 的出现, 通常会使卖方会员费上升。

(4) 当允许卖方多归属时, 买方、卖方和平台企业分别可能会获利, 也可能会受损。

未来的研究可以从以下几个方向进行: (1) 放开用户无限理性的假设, 在有限理性视角下研究用户多归属和平台独占交易行为的影响。(2) 除了本文的 Hotelling 模型之外, 构建更加一般的模型, 可以将信息不对称纳入模型中, 并考察非对称均衡下用户多归属的影响。

参考文献

- [1] Buccirossi P. Handbook of Antitrust Economics [M]. London: The MIT Press, 2008: 543.
- [2] Caillaud B, Jullien B. Chicken and Eggs: Competition among Intermediation Service Providers [J]. The Rand Journal of Economics, 2003, 34 (2): 309-328.
- [3] Rochet J-C, Tirole J. Platform Competition in Two-Sided Markets [J]. Journal of the European Economic Association, 2003, 1 (4): 990-1029.
- [4] Armstrong M. Competition in Two-Sided Markets [J]. The Rand Journal of Economics, 2006, 37 (3): 668-691.
- [5] Doganoglu T, Wright J. Multihoming and Compatibility [J]. International Journal of Industrial Organization, 2006, 24 (1): 45-67.
- [6] Choi J P. Tying in Two-Sided Markets with Multi-Homing [J]. The Journal of Industrial Economics, 2010, 58 (3): 607-626.
- [7] Jeitschko T D, Tremblay M J. Platform Competition with Endogenous Homing [J]. International Economic Review, 2020, 61 (3): 1281-1305.
- [8] Armstrong M, Wright J. Two-Sided Markets, Competitive Bottlenecks and Exclusive Contracts [J]. Economic Theory, 2007, 32 (2): 353-380.
- [9] Rysman M. The Economics of Two-sided Markets [J]. The Journal of Economic Perspectives, 2009, 23 (3): 125-143.
- [10] Liu G, Teh T-H, Wright J, Zhou J. Multihoming and Oligopolistic Platform Competition [Z]. (2019) [2021-08-01]. <https://ssrn.com/abstract=3948799>.
- [11] 纪汉霖. 用户部分多归属条件下的双边市场定价策略 [J]. 系统工程理论与实践, 2011 (1): 75-83.
- [12] 刘大为, 李凯. 用户多归属与双边平台竞争的均衡分析 [J]. 东北大学学报 (自然科学版), 2012 (1): 145-148.
- [13] Guthrie G, Wright J. Competing Payment Schemes [J]. The Journal of Industrial Economics, 2007, 55 (1): 37-67.
- [14] Evans D S, Schmalensee R. The Antitrust Analysis of Multi-sided Platforms [Z]. NBER Working Paper, 2013, No. 18783.
- [15] Loginova O, Wang X H, Liu Q. The Impact of Multi-Homing in a Ride-hailing Market [Z]. (2017) [2021-08-01]. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2968504.
- [16] Belleflamme P, Peitz M. Platform Competition: Who Benefits from Multihoming? [J]. International Journal of Industrial Organization, 2019a, 64: 1-26.
- [17] Hogendorn C, Yuen K Y. Platform Competition with 'Must-Have' Components [J]. The Journal of Industrial Economics, 2009, 57 (2): 294-318.
- [18] Doganoglu T, Wright J. Exclusive Dealing with Network Effects [J]. The Journal of Industrial Economics, 2010, 28 (2): 145-154.
- [19] Hagiu A, Lee R S. Exclusivity and Control [J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2011, 20 (3): 679-708.
- [20] Chowdhury S M, Martin S. Exclusivity and Exclusion on Platform Markets [J]. Journal of Economics, 2017, 120 (2): 95-118.
- [21] Brühn T, Götz G. Exclusionary Practices in Two-sided Markets: The Effect of Radius Clauses on Competition between Shopping Centers [J]. Managerial and Decision Economics, 2018, 39 (5): 577-590.
- [22] 张谦, 陈青祝, 陈一飞. “免费”商业模式下电商平台排他性行为研究 [J]. 财经研究, 2019 (6): 141-152.
- [23] 唐要家, 杨越. 双边市场平台独占交易协议的反竞争效应 [J]. 首都经济贸易大学学报, 2020 (4): 62-69.
- [24] 周天一, 常维, 陈青祝. 平台竞争, 排他性协议与竞争瓶颈 [J]. 中国管理科学, 2019 (10): 209-216.
- [25] Belleflamme P, Peitz M. Managing Competition on a Two-sided Platform [J]. Journal of Economics & Management Strategy, 2019b, 28 (1): 5-22.
- [26] D'Aspremont C, Jacquemin A. Cooperative and Noncooperative R&D in Duopoly with Spillovers [J]. American Economic Review, 1988, 78 (5): 1133-1137.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

输入型通货膨胀的结构性传导与行业异质性

The Structural Transmission and Industry Heterogeneity of Imported Inflation

刘金全 刘悦

LIU Jin-quan LIU Yue

[摘要] 本文运用我国37个工业大类行业PPI数据构建TVP-SV-FAVAR模型,实证研究了输入型通货膨胀在不同发展阶段、上下游价格、不同类型行业传导的结构性特征及其行业异质性。研究发现,国际大宗商品价格对我国PPI和CPI均产生了影响,我国存在输入型通货膨胀压力。输入型通货膨胀的传导强度从上游行业到下游行业依次递减,对能源资源密集型行业的传导强度最大,其中上游能源开采类行业的传导系数最高,对资本技术密集型行业的传导强度次之,对劳动密集型行业的传导强度较弱。输入型通货膨胀更多向生产环节传导,向流通环节的传导强度弱化,但是会推升流通环节成本降低企业利润。输入型通货膨胀的传导具有明显的顺周期和“易涨难跌”特征,在国际大宗商品价格的上涨阶段的传导强度最大,在平稳阶段的传导强度次之,在下跌阶段的传导强度最弱。我国经济在需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力以及大宗商品价格高位运行背景下,政策调控应把握好输入型通货膨胀传导的结构性特征,据此开展分类调控、精准调控、依时调控,综合平衡“稳增长”和“防通胀”目标,着力稳定宏观经济大盘。

[关键词] 输入型通货膨胀 大宗商品价格 行业异质性 PPI TVP-SV-FAVAR模型

[中图分类号] F726.2 F426 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0099-10

Abstract: Based on the PPI data of 37 industrial categories in China, this paper employed a TVP-SV-FAVAR model to study the structural characteristics and industry heterogeneity of imported inflation in different development stages, upstream and downstream prices, and different types of industries. The results show that international commodity prices have an impact on China's PPI and CPI, and there is imported inflationary pressure in China. The transmission intensity of input inflation decreases from upstream to downstream industries, and the transmission intensity of input inflation is the largest in energy and resource-intensive industries. The transmission intensity of input inflation is the highest in upstream energy mining industries, followed by capital and technology-intensive industries, and the transmission intensity of input inflation is weak in labor-intensive industries. Imported inflation is more transmitted to the production link, while the transmission intensity to the circulation link is weakened, but it will push up the cost of the circulation link and reduce corporate profits. The transmission of imported inflation is obviously pro-cyclical and “easy to rise but difficult to fall”. The transmission strength of international commodity prices is the largest in the rising stage, the second in the stable stage, and the weakest in the falling stage. Our economic contract in demand and supply shocks, expected weaker triple pressure and commodity prices high background, policy should hold good structural features of imported inflation conduction, thus carry out classification control, precise control, in accordance with the regulation, comprehensive balance “steady growth” and “inflation” goal, focus on macroeconomic market stability.

Key words: Imported inflation Commodity price Industry heterogeneity PPI TVP-SV-FAVAR model

[收稿日期] 2021-12-20

[作者简介] 刘金全,男,1964年6月生,吉林大学商学与管理学院教授,博士生导师,研究方向为宏观经济计量分析;刘悦,女,1995年12月生,吉林大学商学与管理学院博士研究生,研究方向为宏观经济计量分析。本文通讯作者为刘悦,联系方式为 liuyuejlu@163.com。

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“健全目标优化、分工合理、高效协同的宏观经济治理体系的理论与实践研究”(项目编号:21ZDA042);国家社会科学基金重点项目“经济周期形态变异、子类经济周期划分、子类经济周期与经济周期关联机制研究”(项目编号:19AJY005)。

感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

一、引言

一般而言,输入型通货膨胀是指在开放经济下由外部经济因素变动引起的国内通货膨胀现象,传导途径包括国内外商品价差、货币政策协同、生产成本传导等。随着我国全面深化改革和推动更高水平的对外开放,我国经济与世界经济的关系更加紧密,受国际经济冲击的影响显著,输入型通货膨胀愈发受到学者和政策制定者的高度重视(张成思,2012^[1])。2008年金融危机后,美国等发达经济体推出多轮量化宽松,流动性泛滥推高了资产价格并推动国际大宗商品价格上涨,导致我国面临较大的输入型通货膨胀压力。新冠肺炎疫情暴发后,美国再次推出更大力度的量化宽松,联邦基金利率迅速降至零下界,美联储资产负债表规模在一年之内成倍增长,同时疫情还导致了阶段性的供需错配,这些因素共同推动了国际大宗商品价格的再次上涨,具有代表性的路透/Jefferies商品研究局指数(RJ/CRB)从2021年4月的106上升至2021年年底的230左右,石油等能源、黑色金属、有色金属、农产品等商品价格均出现大幅上涨,导致输入型通货膨胀压力再次明显上升。

我国是全球第一制造业大国,工业门类齐全,产业链国际化程度高,能源和部分上游原材料的对外依存度高,中国石油和化学工业联合会数据显示,2020年我国石油和天然气对外依存度达到了73.5%和42%,铁矿石和部分农产品同样依赖进口,因此国际大宗商品价格上涨必然会传导至国内经济,推升生产制造成本进而带来输入型通货膨胀压力。事实上,在2008年金融危机后和新冠疫情期间,我国通货膨胀率均出现了明显上升,2010—2011年期间,我国PPI同比增速最高上升至7%以上,CPI同比增速达到了6%以上,2021年PPI呈现加速上涨态势,10月同比增速高达13.5%,其中有国内主要能源和原材料供应偏紧叠加需求上升的影响,但更为重要的是国际输入性因素的影响。区别于内源型通货膨胀,输入型通货膨胀并不必然伴随着国内经济过热,因此会导致宏观调控面临“稳增长”和“防通胀”的两难困境,比如在我国实体经济存在下行压力需要货币政策宽松的背景下,输入型通货膨胀成为掣肘因素。既然输入型通货膨胀对我国经济存在显著的影响,那么一个自然的问题是,其传导规律如何?鉴于我国工业门类复杂,不同行业的产业属性、生产要素结构、对外依存度明显不同,对于输入型通货膨胀的考察应当更加注

重结构性传导特征。因此,本文将从国际大宗商品价格变化的视角实证研究输入型通货膨胀传导的结构性特征和行业异质性。本文的主要贡献如下:一方面进一步从理论层面厘清我国通货膨胀的形成和传导机理,另一方面从实践层面为破除“稳增长”和“防通胀”的两难困境,提升我国宏观调控的前瞻性、针对性和有效性提供政策制定参考依据。

二、文献回顾

长期以来通货膨胀都是宏观经济学研究的经典议题,更是各国中央银行关注的主要货币政策目标,近年来相关研究在通货膨胀的成因、度量、传导以及预测等方面进行了深化拓展。比如早期弗里德曼的货币数量论强调通货膨胀是一种货币现象,但是近年来经济结构的变化、资本市场发展以及虚拟经济与实体经济结构性失衡导致了货币供给与通货膨胀出现背离,流动性过剩并不必然导致通货膨胀(张炜等,2021^[2];陈乐一和杨依筠,2021^[3])。刘达禹等(2018)^[4]、张世伟等(2021)^[5]关注了核心通货膨胀率问题,认为这一指标可以更好地度量通货膨胀的水平、波动和结构变化。刘金全等(2015)^[6]度量了中国通货膨胀成本的非对称性,分析了不同阶段的货币政策动态调控模式。张靖泽和沈根祥(2021)^[7]实证研究了央行沟通对通货膨胀预期的影响。陈彦斌等(2021)^[8]则运用LSTM模型和BVAR模型预测了我国的CPI和PPI。

除上述研究方向外,由于2008年国际金融危机后和新冠疫情期间出现了国际大宗商品价格的大幅上涨,输入型通货膨胀受到了广泛的关注,相关研究从输入型通货膨胀的传导、对宏观经济的影响等方面进行了分析。对输入型通货膨胀的探讨起源于20世纪70年代的石油危机,石油危机导致了能源价格大幅上涨,发达国家出现了“滞胀”,这种通货膨胀既非需求拉动也非成本推动,是供给端的输入性因素导致的。进入21世纪,随着经济全球化和贸易自由化的发展,各国输入型通货膨胀特征更加明显,中国加入WTO之后,经济深度融入全球经济,受国际经济波动的影响日益增强,在国际大宗商品的上涨周期中输入型通货膨胀压力加大。在此背景下,经济全球化条件下经济周期和通货膨胀的协同理论被确定为是输入型通货膨胀的理论基础,大量的理论和实证研究认为在国际贸易、国际资本流动、宏观政策协调、汇率制度等因素的作用下,主要国家间的主要宏观经济变量

表现出很强的正相关,经济波动的协同特征明显,一些国家的通货膨胀也表现出协同变化特征,中国同样受到全球通货膨胀因素的影响,在特定时期面临着输入型通货膨胀压力(Bagliano和Morana,2010^[9];Milani,2010^[10];Crucini等,2011^[11];Neely和Rapach,2011^[12];Kim和Hammoudeh,2013^[13];张成思和李颖,2010^[14];胡援成和张朝洋,2012^[15])。与此同时,也有学者关注了输入型通货膨胀的传导机制,分别从贸易传导论、货币传导论、贸易货币综合传导论等视角进行了研究,认为国际大宗商品价格上涨会显著影响各国的通货膨胀水平,这一效应在新型经济体表现得更加明显,中国受到的影响同样十分显著。从货币渠道来看,固定汇率制度的发展中国家受输入型通货膨胀的影响往往较小,近年来随着我国对外开放力度不断加大,贸易层面的国际大宗商品价格对我国通货膨胀的传导效应明显增强,但货币层面的汇率制度改革并未显著降低传导强度(McCarthy,2007^[16];Cecchetti和Moessner,2008^[17];Tang等,2014^[18];李自磊和张云,2013^[19];张志敏等,2014^[20];姜永宏等,2019^[21])。

近年来,我国学者对输入型通货膨胀的研究主要强调了其传导以及对宏观经济的影响,将输入型通货膨胀作为导致宏观经济波动的源头之一。尹力博和韩立岩(2014)^[22]分析了中国与发达经济体通货膨胀的双向溢出效应以及其特征和传导机制,得出其他经济体对中国通货膨胀存在明显的溢出效应,贸易渠道的传导更加突出。闻岳春等(2015)^[23]实证研究了国内金融市场和大宗商品市场的溢出效应,结果表明国际金融市场可以通过大宗商品价格影响国内股市的收益和波动,随着国际大宗商品市场金融化程度的加深,其影响效应不断增强。张翔等(2017)^[24]研究发现,国际大宗商品价格冲击对我国宏观经济波动的影响在2008年金融危机前后明显不同,美国的量化宽松政策是主要的影响因素。卞学宇等(2020)^[25]在一般均衡框架下考察了输入型通货膨胀的国际传导、福利效应以及政策应对有效性,指出输入型通货膨胀冲击可以影响国内的产出、消费、净出口以及价格水平,当贸易开放水平较低时造成的福利损失较低,政策应对方面货币政策通常无效,应适度增加财政支出以对冲输入型通胀的不利影响。张天顶和施展(2021)^[26]则对国际大宗商品价格进行了分类,认为“软大宗商品”对中国产出的影响更大,而“硬大宗

商品”对中国通货膨胀的影响更大。

纵观现有文献可知,国内外研究对输入型通货膨胀给予了高度重视,主要观点认为国际大宗商品价格波动会显著影响我国的宏观经济波动,表明输入型通货膨胀的传导渠道顺畅,但是对于输入型通货膨胀传导的研究多数集中在宏观经济的总量层面,鲜有研究探讨不同发展阶段、上下游价格、不同类型行业传导的结构性问题,对于具体行业传导的异质性也少有关注。因此,本文将从输入型通货膨胀传导的结构和行业异质性层面进行实证研究。

三、输入型通货膨胀的结构性传导

在这一部分我们将构建包含国际大宗商品价格和表征我国通货膨胀的价格指数的实证模型分析我国输入型通货膨胀在不同发展阶段、上下游价格之间、不同类型行业传导的结构性特征,由于包含的价格指数较多,需要处理高维数据,因此本文选择了包含随机因素的因子增广时变参数向量自回归模型(TVP-SV-FAVAR)。需要说明的是,TVP-SV-FAVAR模型的主要优势如下:一是在不损失样本信息的基础上可以实现数据降维,适合于高维时间序列建模;二是在现实经济运行中变量之间的传导具有复杂性,需要充分利用多个指标的样本信息以更好地刻画实际的影响规律,该模型可以包含多个变量并且对因子的处理方式保证了信息的完备性,因此可以很好地解决这一问题。TVP-SV-FAVAR模型的主要缺点是不能包含过多的随机冲击,在提取因子后过多的随机冲击会加大参数估计的难度,影响模型的收敛性。就本文而言,主要研究目标是国际大宗商品价格的传导,因此设定了单一的随机冲击,可以规避上述缺点,同时国际大宗商品价格对我国价格体系的传导具有复杂性,涉及上下游多个行业价格,需要充分利用这些信息,因此TVP-SV-FAVAR模型处理高维时间序列的优点可以很好地契合本文的需求。

(一) 模型和数据

1. TVP-SV-FAVAR模型。

近年来,向量自回归(VAR)模型的拓展是宏观计量经济学领域的主要方向之一,有学者将时变参数、随机波动和因子增广因素纳入VAR系统,构建了包含随机因素的因子增广时变参数向量自回归模型(TVP-SV-FAVAR),模型的基本形式如下:

$$y_t = b_{1,t}y_{t-1} + \dots + b_{p,t}y_{t-p} + v_t \quad (1)$$

其中, $y'_t = [f'_t, r'_t]$, f_t 表示 $k \times 1$ 维因子向量, r_t 表示 1×1 维政策变量, $b_{i,t}$ 表示 $k \times k$ 参数矩阵, $i=1, \dots, p, t=1, \dots, T$, $v_t \sim N(0, \Omega_t)$ 。参考 Bermanke 等 (2005)^[27], 可观测序列 x_t 与因子 f_t 以及政策变量 r_t 通过一个带有漂移系数的因子回归方程相联系, 联系方程如下:

$$x_t = \lambda^f f_t + \lambda^r r_t + u_t \quad (2)$$

λ^f 表示 $(n \times k)$ 维矩阵, λ^r 表示 $(n \times 1)$ 维矩阵, 并且满足 $u_t \sim N(0, H_t)$, $H_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t}), \dots, \exp(h_{n,t}))$ 。假定对于 $i, j=1, \dots, n$ 和 $t, s=1, \dots, T$, $i \neq j, t \neq s$, 有 $E(u_{i,t}, f_t) = 0$ 并且 $E(u_{i,t}, u_{j,s}) = 0$ 。方程 (1) 和方程 (2) 构成了基本的 TVP-SV-FAVAR 模型, 二者分别代表“向量自回归”方程和“因子模型”方程。本文假定协方差矩阵为对角矩阵, “因子模型”方程的参数可以使用如下方程估计:

$$x_{i,t} = \lambda^f_{i,t} f_t + \lambda^r_{i,t} r_t + u_{i,t}, u_{i,t} \sim N(0, \exp(h_{i,t})) \quad (3)$$

参考 Cogley 和 Sargent (2005)^[28], 将方程 (1) 参数的协方差矩阵设定如下:

$$A_t \Omega_t A'_t = \sum_i \sum'_i \quad (4)$$

可以改写为:

$$\Omega_t = A_t^{-1} \sum_i \sum'_i (A_t^{-1})' \quad (5)$$

其中, $\sum_i = \text{diag}(\sigma_{1,t}, \dots, \sigma_{k+1,t})$, A_t 为下三角矩阵。

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{(k+1)1,t} & \dots & a_{(k+1)k,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

将所有参数表示为向量的形式, 令 $B_t = (b'_{1,t}, \dots, b'_{p,t})$, $\log \sigma_t = (\log \sigma'_{1,t}, \dots, \log \sigma'_{p,t})$ 和 $a_t = (a'_{j1,t}, \dots, a'_{j(j-1)k,t})$, $j=1, \dots, k+1$, 参考主流处理方法, 将 $\lambda_{i,t}$, $h_{i,t}$, B_t , a_t 和 $\log \sigma_t$ 的演进过程设定为随机游走 (Giordani 和 Kohn, 2008^[29]), 可以表示如下:

$$\begin{aligned} \lambda_{i,t} &= \lambda_{i,t-1} + J_{i,t}^\lambda \eta_t^\lambda \\ h_{i,t} &= h_{i,t-1} + J_{i,t}^h \eta_t^h \\ B_t &= B_{t-1} + J_{i,t}^B \eta_t^B \\ a_t &= a_{t-1} + J_{i,t}^a \eta_t^a \\ \log \sigma_t &= \log \sigma_{t-1} + J_{i,t}^\sigma \eta_t^\sigma \end{aligned} \quad (7)$$

为了便于参数估计, 我们将方程 (1) 和方程

(2) 改写为:

$$g_t = \lambda_t y_t + W_t \varepsilon_t^g \quad (8)$$

$$y_t = b_{1,t} y_{t-1} + \dots + b_{p,t} y_{t-p} + A_t^{-1} \sum_i \varepsilon_t^y \quad (9)$$

其中, $g'_t = [x'_t, r'_t]$, $y'_t = [f'_t, r'_t]$, $W_t = \text{diag}(\exp(h_{1,t})/2, \dots, \exp(h_{n,t})/2, 0)$, $W_t W'_t = [H_t, 0]$, 向量 A_t , \sum_i , $b_{1,t}$, \dots , $b_{p,t}$ 是待估参数, $(\varepsilon_t^g, \varepsilon_t^y)$ 是服从独立同分布标准正态分布的结构性扰动。将式 (9) 代入式 (8) 可以得到模型的最终形式:

$$g_t = \lambda_t b_{1,t} y_{t-1} + \dots + \lambda_t b_{p,t} y_{t-p} + \zeta_t \quad (10)$$

$$\zeta_t = \lambda_t (A_t^{-1} \sum_i) \varepsilon_t^y + W_t \varepsilon_t^g \quad (11)$$

由于 TVP-SV-FAVAR 模型的待估参数较多, 而且需要对时变参数进行模拟估计, 因此需要设定参数先验分布并且使用马尔科夫蒙特卡洛模拟方法 (MC-MC) 进行估计, 更为详细的介绍可以参见 Korobilis (2013)^[30]。

2. 数据。

根据研究目标, 本文实证研究选取的变量包括冲击变量和目标变量两大类。冲击变量选取国际大宗商品价格指数, 使用 RJ/CRB 指数衡量。该指数由路透集团与 Jefferies 集团公司合作编制, 是选取全球市场上多种基本的经济敏感商品价格编制的一种期货价格指数, 包括 19 种期货品种, 涵盖了能源、金属、农产品等方面, 具有较强的代表性, 目前已经成为反映大宗商品价格走势和宏观经济景气程度的重要指数。从现有研究来看, 衡量国际大宗商品价格走势的指数较多, 其中 RJ/CRB 指数更侧重于标尺性, 能够在宏观上及时准确反映基础商品价格的综合趋势, 其指数构成与中国商品对外依赖结构高度相关, 因此在中国宏观经济研究中具有广泛的适用性, 我国大量学者将其用于实证研究 (张翔等, 2017^[24])。目标变量主要是国内衡量通货膨胀率的价格指数, 最具有代表性的是 CPI 和 PPI, 由于本文主要是研究结构性传导, 因此区别于现有研究, 从而选取了 CPI 数据以及不同行业的 PPI 数据, 具体包括了国家统计局划分的 37 个工业大类行业。其中, RJ/CRB 指数是日度高频数据, 本文采用取平均数的方法将其转换为月度数据, 并取对数值; 价格指数采用月度同比增速数据。模型共 39 个变量, 数据的样本区间为 2006 年 6 月至 2021 年 11 月, 原始数据来源于 Wind 数据库和国家统计局网站, 在参与计算之前, 对所有数据进行了季节调整并通过了平稳性检验。根据 VAR 模型滞后期的检

验准则，本文选择了一般月度数据模型采用的2阶滞后期。

图1显示了RJ/CRB指数的运行趋势，总体来看波动性较大。1994—2007年波动上升，2007年大宗商品市场出现过热，指数创下历史峰值，随之美国爆发了次贷危机并演变为国际金融危机，大宗商品价格迅速下跌，此后发达经济体纷纷推出量化宽松再次短期推升了大宗商品价格，长期来看仍然处于下跌趋势。进入2020年，受新冠肺炎疫情的负向冲击影响，美国再次出台量化宽松政策并加大力度，叠加疫情带来的供需错配，以能源和金属为代表的大宗商品价格再次快速上涨。图2显示了我国CPI和PPI的运行趋势，2012年之前我国CPI和PPI的运行趋势高度一致，二者之间存在着上游PPI向下游CPI的正向传导以及CPI向PPI的反向倒逼（杨子晖等，2013^[31]；刘金全和陈婉莹，2019^[32]）。2012年之后我国经济结构发生了明显的变化，“三期叠加”背景下经济增速下降，供给端劳动人口见顶，人口红利逐步消失，部分上游行业产能过剩，受这些因素的综合影响，



图1 大宗商品价格指数

数据来源：Wind 数据库。

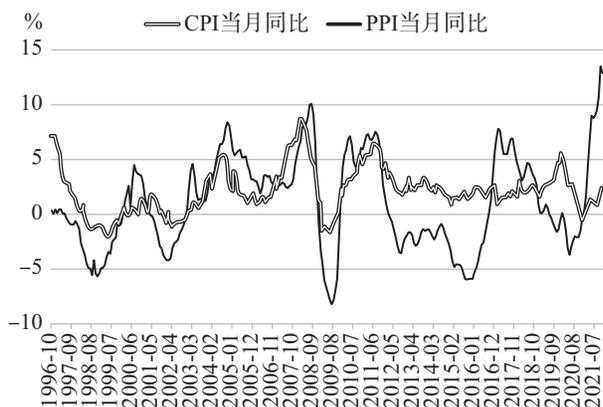


图2 我国CPI和PPI运行情况

数据来源：国家统计局网站。

CPI和PPI之间的传导机制发生了变化。PPI受产能过剩、去产能政策实施、国际大宗商品价格波动等因素影响，依旧呈现出周期性变化规律，受劳动力成本上涨以及我国下游产业的充分竞争和产业链拉长的影响，CPI呈现出一定的刚性，受PPI的影响减弱，2019—2020年CPI的上涨更多是受猪肉价格的影响。2020年下半年，我国PPI开始由降转增并在此后快速上涨，2021年10月PPI同比增速高达13.5%，11月仍然保持在10%以上的高位，CPI同样开始上涨，但幅度弱于PPI。根据以上典型事实可以推断，2020年下半年开始，国际大宗商品价格和我国PPI出现了同步上涨，输入型通货膨胀的特征十分明显，下面我们将实证分析其传导的结构特征。

（二）实证研究

本文在设定模型参数的先验值后，经过1000次的退火灼烧预模拟和50000次的正式模拟，确保参数模拟路径收敛且不存在自相关问题，完成TVP-SV-FAVAR模型的估计。由于在37个大类行业中，相同产业和具有相同属性的行业PPI的走势高度一致，因此本文选择对不同行业的PPI进行因子提取，以实现降维处理。

1. 我国分类PPI的因子提取。

考虑到VAR模型在数据长度有限的情况下，选取的变量不宜过多，同时还需要充分利用高维数据的样本信息，因此将因子数量设定在3~5个最优（Koropolis，2013^[30]）。经过不同因子数量模型设定估计结果的对比，本文选择了3个因子代表37个大类行业PPI的运行趋势，检验结果表明3个因子已经能够解释观测变量绝大部分的波动信息，而选取4个因子后的方差贡献度与选取3个因子相比并没有明显的优势。因子提取结果见图3。经过对比我们发现，因子1的走势与煤炭开采和洗选业，石油和天然气开采业，黑色金属矿采选业，有色金属矿采选业，黑色金属冶炼及压延加工业，有色金属冶炼及压延加工业等行业PPI的走势高度一致，这意味着因子1可以代表能源资源密集型行业，其PPI的主要特征是波动幅度大，受能源价格的影响十分明显，2008年大幅下行后快速反弹，此后又经历了2017年至今的两轮快速上涨和一轮快速下跌，每次上涨和下跌的幅度均较大。因子2的走势与医药制造业，通用设备制造业，专用设备制造业，交通运输设备制造业，电气机械和器材制造业，计算机、通信和其他电子设备制造业，仪器仪表制造业等行业PPI的走势高度一致，表明因

子2可以代表资本技术密集型行业，主要是装备制造等高端制造业，代表了我国经济结构转型升级的方向，其PPI波动幅度相对较小，除2008年前后外，其他时间段均保持小幅波动，表明这一类行业价格受周期性因素的影响较小。因子3的走势与农副食品加工业，食品制造业，纺织业，纺织服装、服饰业，皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业，家具制造业，造纸及纸制品业，文教、工美、体育和娱乐用品制造业等行业PPI的走势高度一致，表明因子3可以

代表劳动密集型行业，主要是下游消费类制造业，与民生密切相关，其PPI在2012年之前波动较大，2012年之后波动幅度下降，表明上游价格向下游的传导出现了结构性变化。综合来看，三类因子可以代表不同类型行业的PPI运行，其差异主要体现在波动幅度上面，在最新一轮的PPI上涨中因子1涨幅最大，因子3次之，因子2涨幅有限，可见国际大宗商品价格波动对不同类型行业的传导会存在结构性差异。

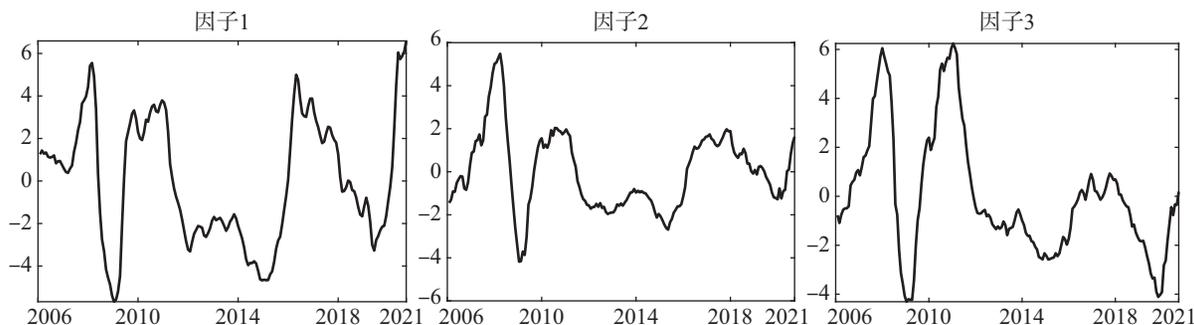


图3 因子提取结果

2. 时变脉冲响应函数分析。

本文计算了国际大宗商品价格冲击对能源资源密集型行业、资本技术密集型行业、劳动密集型行业以及CPI的时变脉冲响应函数（见图4）。为了分析在不同发展阶段输入型通货膨胀传导的结构性特征，本文特别选取了国际大宗商品价格的上涨阶段、平稳阶段、下跌阶段三个时期。结果显示，国际大宗商品价格对我国PPI和CPI均产生了明显的影响，其正向冲击造成了能源资源密集型行业、资本技术密集型行业、劳动密集型行业以及CPI的正向响应。由于我国是制造业大国，同时人均资源保有量不足，关键能源和部分上游原材料依赖进口，因此国际大宗商品价格变化会传导至我国。这些能源资源均是国际化定价，金融化程度较高，受量化宽松等货币因素以及供需错配等因素的影响，国际大宗商品价格会出现上涨，传导至我国经济领域便形成了输入型通货膨胀。与此同时，国际大宗商品价格的上涨还会带动国内大宗商品市场的资本炒作，进一步推升了输入型通货膨胀水平。

从对不同类型行业的结构性传导来看，国际大宗商品价格对能源资源密集型行业的传导强度最大，最高传导系数达到了0.5以上，对资本技术密集型行业的传导强度次之，最高传导系数约为0.4，对劳动密集型行业的传导强度较弱，最高传导系数不足0.2。

不难发现，输入型通货膨胀的传导规律是传导强度从上游行业到下游行业依次递减。首先，能源资源密集型上游行业天然依赖大量的能源资源，而国际大宗商品价格中能源、金属资源价格等占有相当的权重，因此国际大宗商品价格上涨会直接传导至上游行业，推动上游PPI上涨。其次，资本技术密集型行业的成本主要体现在资本投入和技术研发方面，但同时也受能源资源密集型行业价格约束，上游价格的上涨可以推升中游制造业的成本，比如装备制造业需要的能源和黑色金属、有色金属原材料成本受上游行业价格的直接影响，因此输入型通货膨胀对中游行业也产生了明显的传导，导致其PPI上涨。最后，上游能源资源密集型行业和中游资本技术密集型行业价格上涨对下游劳动密集型行业也有一定的传导效应，而劳动密集型行业的要素成本主要是劳动力成本，受上游原材料和中间产品价格的影响较弱，其传导链条更长也会导致传导强度衰减，因此输入型通货膨胀对其PPI影响有限。特别地，随着我国劳动人口见顶，人口红利消失，劳动力成本不断上涨，导致劳动密集型行业的成本呈现相对刚性，当国际大宗商品价格下跌导致上游价格下跌时，劳动密集型行业的价格也不会出现明显的下降。

从生产和流通的上下游结构性传导来看，国际大宗商品价格对上游PPI的传导更加明显，对下游CPI

的传导相对较弱，对 CPI 的最大传导系数不足 0.08，远低于对劳动密集型行业 PPI 的传导系数。以上结果表明，输入型通货膨胀更多是向生产环节传导，生产环节也可以向流通环节传导，但是传导强度会大打折扣。例如，在 2021 年大宗商品价格的上涨周期中，我国 PPI 大幅上涨，而 CPI 的涨幅相对有限。一方面，我国制造业门类齐全，生产链条长，在上游价格向下游和流通环节的传导过程中，不同环节的传导强度会逐渐弱化，到流通环节后强度大幅下降。另一方面，我国下游流通环节属于完全竞争市场，各种消费类产品的竞争十分充分，议价能力不强，在上游成本向下游转嫁后，下游环节转嫁给消费者的能力较弱，只有少数行业可以通过提价实现成本转嫁，因此 CPI 受输入型通货膨胀的影响较小。但是需要注意的是，下游行业无法转嫁成本虽然可以规避 CPI 大幅上涨，但同时也会降低盈利水平，加大了下游行业的生产经营压力，尤其增加了广大中小企业的经营困难，影响“稳增长”目标的实现。

从不同发展阶段的结构性传导来看，在国际大宗商品价格的上涨阶段，国际大宗商品价格对能源资源密集型行业、资本技术密集型行业、劳动密集型行业 PPI 以及 CPI 的传导强度最大，在平稳阶段的传导强度次之，在下跌阶段的传导强度最弱，具有明显的顺周期特征。由此可以看出，国际大宗商品价格波动对我国的溢出风险主要是价格上涨带来的输入型通货膨胀风险，在价格平稳运行和下跌阶段，其溢出效应较弱，因此不存在通货紧缩效应。根据凯恩斯主义理论，企业产品价格存在刚性，即使新凯恩斯学派放松假定至价格黏性，但是也存在“易涨难跌”的非对称特征。在国际大宗商品价格上涨导致企业成本上升时，生产企业会不同程度提升产品价格以对冲成本上涨。当国际大宗商品价格平稳运行时，企业没有动力对产品价格进行调整。当国际大宗商品价格下跌时，企业的原材料成本下降，但是多数企业为了保持较高盈利水平，并不会明显下调其产品价格。

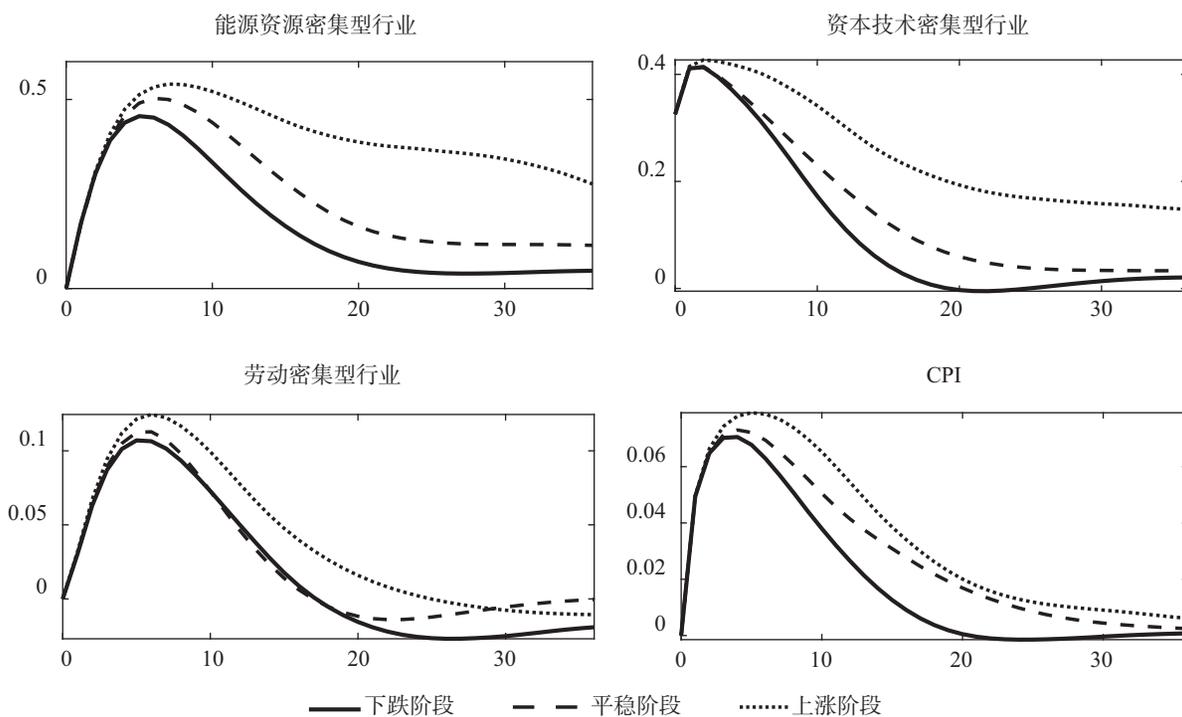


图 4 国际大宗商品价格冲击的时变脉冲响应函数

3. 稳健性检验。

鉴于石油价格是对中国影响较大的单向大宗商品，为了检验结果的稳健性，本文以石油价格替代 RJ/CRB 指数进行模型估计，数据方面采用了 WTI 原油的期货价格，这一石油价格在全球影响较大，目前已经成为全球原油定价的基准。图 5 的脉冲响应结果

显示，石油价格冲击对我国能源资源密集型行业、资本技术密集型行业、劳动密集型行业、CPI 的影响形态与基于 RJ/CRB 指数的结果基本一致，但是影响强度低于基于 RJ/CRB 指数的结果，可能是 RJ/CRB 指数包含除石油外的其他大宗商品，对我国价格体系的传导更强。总体来看，本文的实证结果是稳健的。

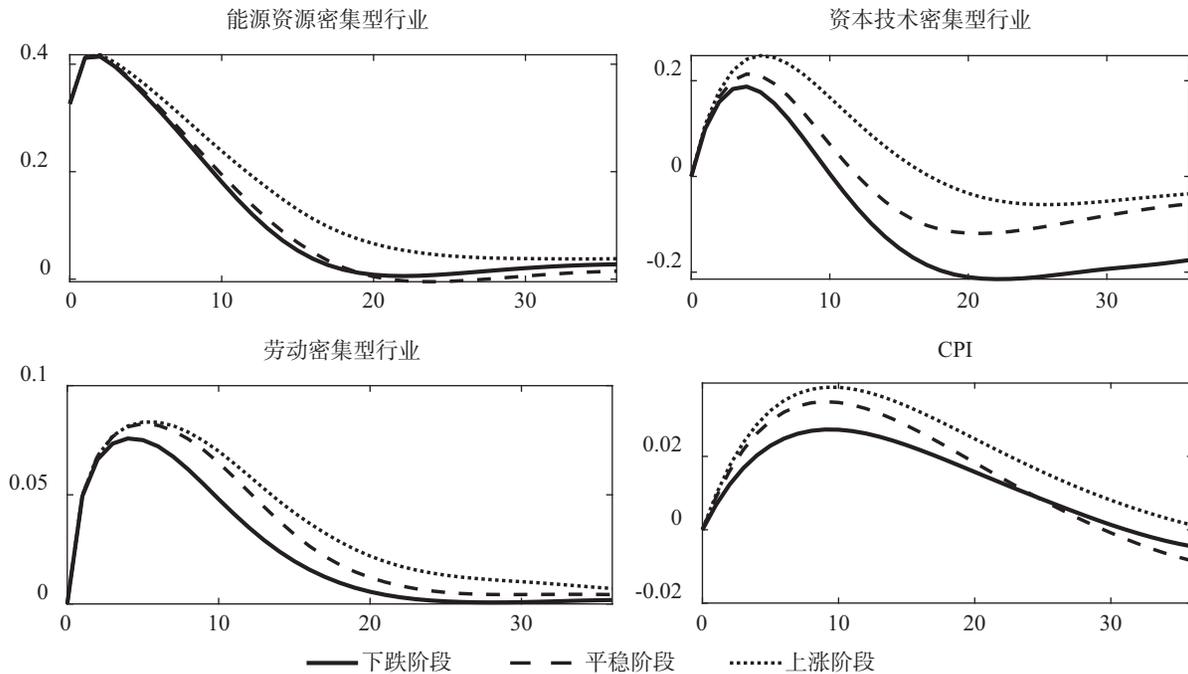


图5 石油价格冲击的时变脉冲响应函数

四、输入型通货膨胀传导的行业异质性

本节我们进一步细化分析输入型通货膨胀向37个工业大类行业传导的异质性。为了便于比较和得到更加直观的实证结果，我们选取国际大宗商品价格、CPI以及一个大类行业PPI构建TVP-SV-VAR模型，共估计了37个模型，模型的具体设定和先验值设定与上文估计的TVP-SV-FAVAR模型一致，我们通过时变脉冲响应函数得出国际大宗商品价格对PPI的分行业传导系数，具体选择了脉冲响应函数的最大值，即最高传导系数^①。首先，国际大宗商品价格对能源资源密集型行业的传导系数仍然最大，各行业的传导系数普遍高于0.5，表明输入型通货膨胀首先会传导至上游行业，与第三部分的实证研究结果一致。在能源资源密集型行业中，上游能源开采类行业的传导系数最高，石油和天然气开采业的传导系数高达0.9741，石油、煤炭及其他燃料加工业传导系数达到了0.9332，同时黑色金属矿采选业的传导系数也较高，黑色金属冶炼及压延加工业、有色金属冶炼及压延加工业等加工环节行业的传导系数则有所衰减，分别为0.8479、0.6019。在国际大宗商品价格中，能源价格占有相当的比重，对价格指数的走势影响较大，能源价格的波动性较大，可以直接影响大宗商品价格指数，通过生产成本和金融市场等渠道对于我国能源类

行业产生直接的传导，尤其是石油价格。石油能源是工业经济的血液，目前在全球范围内仍然是主要的能源形式，尚未找到可以完全替代的能源，因此其需求具有刚性，但是供给集中在少数国家，容易受到政治经济局势变化的影响出现供给危机，进而导致价格大幅上涨，比如20世纪70年代和90年代发生的三次石油危机均导致了油价上涨并引致全球经济危机或者衰退。在2021年国际大宗商品价格上涨的过程中，石油价格也出现了持续上涨，布伦特原油价格再次上升至80美元/桶以上。其次，国际大宗商品价格对资本技术密集型行业的传导也比较明显，对通用设备制造业，专用设备制造业，交通运输设备制造业，电气机械和器材制造业，计算机、通信和其他电子设备制造业等高新技术装备制造业的传导系数均大于0.1，对医药制造业的传导系数较低(0.0351)，可能是由于医药制造业的原材料较少涉及国际大宗商品。最后，国际大宗商品价格对劳动密集型行业的传导系数较低，表明输入型通货膨胀对我国下游行业的影响有限，其中原材料价格受国际大宗商品价格影响较大的农副食品加工、纺织业、造纸及纸制品业、橡胶和塑料制品业的传导系数高于0.1，其他行业的传导系数均低于0.1。

综上所述，输入型通货膨胀的传导主要影响上游能源资源密集型行业，对能源开采行业的影响尤其明显，需要高度关注；对中游资本技术密集型行业的影

^① 受篇幅限制，文中没有列出结算结果，感兴趣的读者可联系作者索取。

响大幅衰减,会在一定程度上影响高技术制造业的成本,需要合理应对;对下游劳动密集型行业的影响有限,不存在持续的通货膨胀风险,但是对下游行业的成本承受能力和盈利能力形成考验,同样需要政策制定部门的关注。

五、结论和政策建议

国际大宗商品价格上涨导致的输入型通货膨胀对经济平稳运行和货币政策调控形成严峻挑战,但现有对其传导机制的研究仅停留在总量层面,缺乏结构性探讨。本文运用我国37个工业大类行业PPI数据构建TVP-SV-FAVAR模型,实证研究了输入型通货膨胀在不同发展阶段、上下游价格、不同类型行业传导的结构性问题,分析了传导的行业异质性,得出如下的结论和政策建议:

第一,国际大宗商品价格对我国PPI和CPI均产生了明显的影响,我国存在输入型通货膨胀压力。不同类型行业的传导方面,输入型通货膨胀的传导规律是传导强度从上游行业到下游行业依次递减,对能源资源密集型行业的传导强度最大,在能源资源密集型行业中,上游能源开采类行业的传导系数最高,对资本技术密集型行业的传导强度次之,对劳动密集型行业的传导强度较弱,其中原材料价格受国际大宗商品价格影响较大的行业传导系数高于其他行业。对此,宏观调控应高度重视输入型通货膨胀的影响,应根据上述结构性传导特征实施分类调控和精准调控,对输入型通货膨胀的调控重点应该在上游行业,最为关键的是能源开采类行业,平抑这些行业的价格上涨便可以从全局层面阻止通货膨胀向下游的传导。从操作层面来看,需要综合使用市场化和行政命令相结合的手段进行干预,对冲输入型因素带来的价格上涨动能。一是通过“保供稳价”解决供给不足问题。发改委等部门应鼓励相关能源类企业扩大生产、加强战略储备,尤其是大型国有企业要将保障能源供给作为政治任务,全力保证冬季的峰值需求。二是通过价格干预和打击金融投机炒作等手段解决金融市场因素的影响问题。美联储的货币政策扩张释放大量的流动性推升了国际大宗商品价格,导致我国期货市场也出现投机炒作行为,应通过必要的价格行政干预和打击违法违规行为等手段抑制这种非理性的炒作,平抑能源价格波动。

第二,从生产和流通的上下游结构性传导来看,国际大宗商品价格对上游PPI的传导更加明显,对下游CPI的传导相对较弱,输入型通货膨胀更多是向生产环节传导,生产环节也会向流通环节传导,但是传

导强度会大打折扣。因此,从CPI的角度来看,输入型因素并不会形成推升我国通货膨胀率的主要因素,主要原因是我国流通环节充分竞争,下游的议价能力弱,上游价格上涨的成本效应传导至下游流通环节后,难以转嫁给消费者,在此背景下流通环节的盈利能力将承受压力,尤其是小微企业运行会面临困境,进而影响经济的平稳增长。鉴于此,输入型通货膨胀对于我国宏观经济的影响不仅仅是价格层面,还体现在影响“稳增长”方面,在应对输入型通货膨胀的过程中,应关注下游企业尤其是小微企业的运行,通过财政补贴、税费减免、金融扶持等手段帮助其渡过难关,保持经济基本盘稳定。从具体政策操作来看,面对输入型通货膨胀对下游企业的不利影响,财政部门应根据成本的上升程度动态制定差异性的财政补贴和减税降费政策,对于成本转嫁能力弱的行业应加大政策扶持力度,对于成本转嫁能力强的行业应适度扶持,对于小微企业要保证扶持政策的稳定性;金融部门应综合评估上游成本上涨对下游行业的影响,增加对受影响较大行业的金融信贷支持力度,提供更低成本的资金降低其综合运营成本,对冲原材料成本的上涨,对于小微企业应保证金融支持的力度不减,通过结构性货币政策和宏观审慎政策引导商业银行扩大普惠小微企业贷款规模。

第三,从不同发展阶段的结构性传导来看,具有明显的顺周期特征,即在国际大宗商品价格的上涨阶段,对能源资源密集型行业、资本技术密集型行业、劳动密集型行业PPI以及CPI的传导强度最大,在平稳阶段的传导强度次之,在下跌阶段的传导强度最弱。可以看出,仅从输入性驱动因素来看,我国通货膨胀表现出“易涨难跌”的刚性特征,大宗商品价格的上涨会带动国内价格上涨,但是大宗商品价格下跌并不会引致国内价格下跌。因此,在应对输入型通货膨胀的宏观调控方面,应采取分阶段依时调控。在国际大宗商品价格的上涨阶段,做好兼顾“稳增长”(稳定下游企业运行)和“防通胀”(控制上游价格上涨)的财政货币政策调控,一是通过增加上游行业的产品供给和打击投机炒作的手段抑制价格上涨,二是通过财政扶持和金融支持帮助下游企业降低成本渡过难关。在国际大宗商品价格的下跌阶段,对于我国宏观经济不存在负面影响,但可以运用“逆周期”和“跨周期”相结合的思维做好相关能源和原材料的储备,为下一个上涨周期做好前瞻性应对,比如在大宗商品价格下跌时可以低成本购买国际原油和煤炭,增加我国的战略储备,在下一阶段的上涨周期中

可以释放这些储备增加供给以抑制价格上涨。

当前,在百年变局和世纪疫情的影响下,国际经济环境更加复杂严峻,国内经济面临需求收缩、供给冲击、预期转弱三重压力,大宗商品价格仍然高位运

行,我国面临通货膨胀压力。财政货币政策调控应把握好输入型通货膨胀传导的结构性特征,据此开展分类调控、精准调控、依时调控,综合平衡“稳增长”和“防通胀”目标,着力稳定宏观经济大盘。

参考文献

- [1] 张成思. 全球化与中国通货膨胀动态机制模型 [J]. 经济研究, 2012 (6): 33-45.
- [2] 张炜, 景维民, 许娜. 货币供给与通货膨胀背离的时变成因分析 [J]. 中央财经大学学报, 2021 (6): 77-89.
- [3] 陈乐一, 杨依筠. 流动性过剩、通货膨胀与资产价格的时变关系研究 [J]. 改革, 2021 (9): 91-103.
- [4] 刘达禹, 李清, 王小明. 弱通缩幻觉、CPI 偏差与核心通货膨胀 [J]. 国际金融研究, 2018 (7): 3-11.
- [5] 张世伟, 刘廷宇, 刘达禹, 王俏茹. 中国核心通货膨胀结构变迁与部门核心通货膨胀分解 [J]. 世界经济, 2021 (1): 126-150.
- [6] 刘金全, 刘达禹, 徐宁. 中国通货膨胀成本的非对称性与货币政策动态调控模式研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015 (12): 21-38.
- [7] 张靖泽, 沈根祥. 央行沟通与通货膨胀预期 [J]. 财经科学, 2021 (7): 51-65.
- [8] 陈彦斌, 刘玲君, 陈小亮. 中国通货膨胀率预测——基于 LSTM 模型与 BVAR 模型的对比分析 [J]. 财经问题研究, 2021 (6): 18-29.
- [9] Baglioni F C, Morana C. Business Cycle Comovement in the G-7: Common Shocks or Common Transmission Mechanisms? [J]. Applied Economics, 2010, 42 (18): 2327-2345.
- [10] Milani F. Global Slack and Domestic Inflation Rates: A Structural Investigation for G-7 Countries [J]. Journal of Macroeconomics, 2010, 32 (4): 968-981.
- [11] Crucini M J, Kose M A, Otrok C. What Are the Driving Forces of International Business Cycles? [J]. Review of Economic Dynamics, 2011, 14 (1): 156-175.
- [12] Neely C J, Rapach D E. International Comovements in Inflation Rates and Country Characteristics [J]. Journal of International Money and Finance, 2011, 30 (7): 1471-1490.
- [13] Kim W J, Hammoudeh S. Impacts of Global and Domestic Shocks on Inflation and Economic Growth for Actual and Potential GCC Member Countries [J]. International Review of Economics & Finance, 2013, 27: 298-317.
- [14] 张成思, 李颖. 全球化与通货膨胀动态机制研究: 基于新兴市场国家的经验分析与启示 [J]. 世界经济, 2010 (11): 24-36.
- [15] 胡援成, 张朝洋. 美元贬值对中国通货膨胀的影响: 传导途径及其效应 [J]. 经济研究, 2012 (4): 101-112, 123.
- [16] McCarthy J. Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies [J]. Eastern Economic Journal, 2007, 33 (4): 511-537.
- [17] Cecchetti S G, Moessner R. Commodity Prices and Inflation Dynamics [J]. BIS Quarterly Review, 2008 (12): 55-66.
- [18] Tang K, Wang C, Wang S. China's Imported Inflation and Global Commodity Prices [J]. Emerging Markets Finance and Trade, 2014, 50 (3): 162-177.
- [19] 李自磊, 张云. 美国量化宽松政策是否影响了中国的通货膨胀? ——基于 SVAR 模型的实证研究 [J]. 国际金融研究, 2013 (8): 13-21.
- [20] 张志敏, 邹燕, 崔廷剑. 输入型通货膨胀传导条件分析与影响因素测度——基于中国 1996—2011 年月度数据的实证分析 [J]. 管理评论, 2014 (4): 40-49, 81.
- [21] 姜永宏, 穆金旗, 聂禾. 国际石油价格与中国行业股市的风险溢出效应研究 [J]. 经济与管理评论, 2019 (5): 99-112.
- [22] 尹力博, 韩立岩. 中国输入型通货膨胀特征研究: 程度、来源及渠道 [J]. 数量经济技术经济研究, 2014 (7): 52-67.
- [23] 闻岳春, 王婕, 程天笑. 国内股市与国际股市、大宗商品市场的溢出效应研究 [J]. 国际金融研究, 2015 (8): 31-43.
- [24] 张翔, 刘璐, 李伦一. 国际大宗商品市场金融化与中国宏观经济波动 [J]. 金融研究, 2017 (1): 35-51.
- [25] 卞学宇, 孙婷, 谢申祥. 输入型通胀的国际传导与宏观应对政策研究 [J]. 南开经济研究, 2020 (3): 3-23.
- [26] 张天顶, 施展. 国际大宗商品价格波动对中国宏观经济的影响 [J]. 长安大学学报 (社会科学版), 2021 (3): 33-45.
- [27] Bernanke B S, Boivin J, Elias P. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach [J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120 (1): 387-422.
- [28] Cogley T, Sargent T J. Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII US [J]. Review of Economic Dynamics, 2005, 8 (2): 262-302.
- [29] Giordani P, Kohn R. Efficient Bayesian Inference for Multiple Change-Point and Mixture Innovation Models [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2008, 26 (1): 66-77.
- [30] Korobilis D. Assessing the Transmission of Monetary Policy Using Time-varying Parameter Dynamic Factor Models [J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 2013, 75 (2): 157-179.
- [31] 杨子晖, 赵永亮, 柳建华. CPI 与 PPI 传导机制的非线性研究: 正向传导还是反向倒逼? [J]. 经济研究, 2013 (3): 83-95.
- [32] 刘金全, 陈婉莹. 中国的金融稳定及其产出与通货膨胀效应检验 [J]. 江苏社会科学, 2019 (6): 46-54, 257-258.

(责任编辑: 李 晟 张安平)

年报问询函对超额现金持有水平影响研究

The Study of Annual Report Comment Letters on Excess Cash Holdings

王 群 沈丽萍 袁蓉丽

WANG Qun SHEN Li-ping YUAN Rong-li

[摘要] 证券监管机构针对上市公司财务报告中的问题所发出的年报问询函，能够影响企业的超额现金持有水平。笔者以2015—2018年中国大陆A股上市公司为研究对象，采用OLS回归、Heckman两阶段模型、PSM+DID模型实证检验了年报问询函对超额现金持有水平的影响。研究结果显示：年报问询函能够减少超额现金持有；在管理层权力较低的企业和市场化程度较高的地区，年报问询函对超额现金持有水平的影响较为稳健；当年报问询函包含的问题数量越多、年报问询函需要中介机构发表核查意见时，年报问询函降低超额现金持有的力度较强；年报问询函通过缓解信息不对称降低超额现金持有。本研究将针对年报问询函经济后果的学术探讨拓展到企业超额现金持有研究领域，揭示了年报问询函对超额现金持有水平的影响，研究结论丰富了有关年报问询函经济后果和超额现金持有影响因素方面的相关文献，为证券监管机构、公司管理层正确认识并充分发挥年报问询函的监管作用提供了理论依据。

[关键词] 年报问询函 超额现金持有 管理层权力 市场化程度 信息不对称

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0109-11

Abstract: Security regulators issue annual report comment letters on problems in the financial reports of listed companies. Annual report comment letters can affect corporates' excess cash holdings. Based on the data of Chinese A-share listed companies from 2015 to 2018, this study investigates the impact of annual report comment letters on excess cash holdings using the OLS regression, Heckman two-stage model and PSM+DID model. The empirical results show that annual report comment letters decrease excess cash holdings. This reduction effect is more pronounced for companies with less management power and regions with higher level of marketization. Moreover, we find this effect is stronger when annual report comment letters contain more questions and need to be verified by the intermediary. At last, we find information asymmetry is the mechanism through which annual report comment letters reduce excess cash holdings. Our study expands the economic consequences of annual report comment letters at the level of corporates' excess cash holdings. The conclusions clarify the impact of annual report comment letters on excess cash holdings enrich the literature on annual report comment letters' economic consequences and the affecting factors of excess cash holdings, and also have implications for regulators and managers to understand and make full use of annual report comment letters.

Key words: Annual report comment letter Excess cash holdings Management power Marketization Information asymmetry

[收稿日期] 2021-12-26

[作者简介] 王群，女，1991年11月生，首都经济贸易大学财政税务学院讲师，管理学博士，主要研究方向为公司治理与公司财务；沈丽萍，女，1972年5月生，云南省玉溪师范学院副教授，工程硕士，主要研究方向为项目管理；袁蓉丽，女，1972年1月生，中国人民大学商学院教授，管理学博士，博士研究生导师，主要研究方向为公司治理与公司财务。本文通讯作者为袁蓉丽，联系方式为 yuanrongli@mbs.ruc.edu.cn。

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“企业战略选择对创新模式的影响机理及其经济后果研究”（项目编号：71872179）。

感谢匿名评审人提出的修改建议，笔者已做了相应修改，本文文责自负。

一、引言

年报问询函是证券监管机构向上市公司发出的一种书面问询函件。当证券监管机构对上市公司披露的财务报告存在疑虑时,会针对财务报告中的问题向上市公司发出问询函并且要求上市公司在规定的期限内回函。根据我国上海、深圳证券交易所官网披露的监管问询数据,2015至2018年间,两个证券交易所发出的年报问询函的数量合计分别为114份、266份、360份和463份,收到年报问询函的公司占全部A股上市公司的比重分别为4%、8%、10%和13%。随着年报问询函数量和收函公司比例的不断上升,对年报问询函经济后果的研究成为学术界探讨的热点。现有文献主要考察了年报问询函的市场反应(陈运森等,2018^[1])以及年报问询函对股价崩盘风险(张俊生等,2018^[2])、业绩预告质量(李晓溪等,2019^[3])、财务报告质量(陈运森等,2019^[4])、债权人行为(胡宁等,2020^[5])、审计师行为决策(彭雯等,2019^[6])、审计质量(陈运森等,2018^[7])等方面的影响。总体而言,现有的年报问询函的经济后果研究存在如下局限:第一,现有的文献中尚未探讨年报问询函对超额现金持有水平的影响。对于企业而言,现金是一项重要的流动资产,持有多少现金量是一项重要的财务决策(杨兴全和尹兴强,2018^[8])。这项重要的财务决策是否受到年报问询函的影响需要进行探讨。第二,现有的研究重点考察了年报问询函对于企业行为的影响,而忽视了对影响机制的讨论分析和实证检验。基于此,笔者以2015—2018年中国大陆A股上市公司为研究对象,探究年报问询函对超额现金持有水平的影响。

二、文献综述与研究假设

资本市场信息不对称程度和企业内部代理冲突是影响企业现金持有水平的重要因素(Harford等,2008^[9];Gao等,2013^[10])。当信息不对称程度较高、企业面临的外部监督较弱时,管理层很可能为了谋取个人私利而持有超过合理水平的现金,产生较高的超额现金持有(杨兴全等,2014^[11];罗进辉等,2018^[12])。例如,Jensen(1986)^[13]的“自由现金流假说”指出,管理层倾向于持有现金而不是将现金以股利的形式返还给股东。尤其当信息不对称程度较高、企业面临的外部监督较弱时,管理层基于自由现金流的考虑会进行较多的超额现金持有。但是,

超额现金持有会浪费企业的现金资源、损害企业现金持有的价值(Harford,1999^[14];Ozkan等,2004^[15];Guney等,2007^[16])。Blanchard等(1994)^[17]发现,收到巨额赔偿的公司倾向于将现金保留在公司内部或进行低效率的投资,导致现金利用的低效率。

年报问询函有利于缓解信息不对称,强化对企业现金持有和使用等行为决策的外部监督,从而降低超额现金持有。第一,年报问询函有利于增加现金持有和使用行为的披露数量和披露质量,降低信息不对称。证券交易所向上市公司发出年报问询函时,会要求上市公司对现金持有和使用等行为进行解释说明以及要求审计师、律师、评估师等中介机构进行补充核查并发表独立意见,有利于缓解管理层和外部投资者之间关于现金持有和使用行为的信息不对称,强化对现金持有和使用的外部监管,从而减少基于监督治理作用较弱的代理性超额现金持有。第二,年报问询函有利于吸引媒体关注,拓宽信息渠道,增加投资者接收到的现金信息,提升上市公司的治理效率,从而降低信息不对称,最终降低超额现金持有。一方面,媒体是一种有效的信息中介(Miller,2006^[18]),能够向投资者传递较多的现金相关信息,有助于投资者理解信息,从而降低信息不对称,减少代理性的超额现金持有;另一方面,媒体是一种有效的监督机制(Dyck等,2008^[19];Liu和McConnell,2013^[20]),媒体报道能够影响企业声誉(翟胜宝等,2015^[21]),对企业起到威慑作用(薛健等,2017^[22]),从而减少低效率的资金使用行为,减少代理性的超额现金持有。

基于以上分析,我们提出假设H1。

H1: 年报问询函会降低企业超额现金持有。

企业的现金持有决策最终由管理层做出,管理层权力的大小会影响年报问询函的监管效果和上市公司的现金持有行为,因此,我们进一步分析管理层权力的调节作用。管理层权力体现了管理层执行其意愿的能力(Finkelstein,1992^[23])。管理层权力的大小决定了管理层能否影响以及在多大程度上影响公司的决策与行为(卢锐等,2008^[24]),是股东和管理层代理冲突的集中体现(杨兴全等,2014^[11])。相较于管理层权力较小的情形,当管理层权力越大时,管理层越能影响公司的信息披露和现金持有决策,越容易做出有利于实现个人私利的代理行为(杨兴全等,2014^[11])。更有甚者,当管理层权力足够大时,管理层有可能凌驾于股东、董事会、内部控制等公司治理机制之上,使得各项内外部监督治理机制对管理层的制约作用有

限。权小锋等 (2010)^[25]指出, 当公司的内部治理存在缺陷、外部制度约束有限时, 管理层权力会表现出超出其控制权范畴的深度影响力。因此, 本文认为, 当管理层权力越大时, 年报问询函对上市公司的信息披露监管越容易受到管理层控制权和影响力的制约。这样, 年报问询函通过降低信息不对称、缓解企业内部的代理冲突来降低代理性超额现金持有的作用就变得有限。

基于以上分析, 我们提出假设 H2。

H2: 相较于管理层权力较大的企业, 年报问询函对超额现金持有水平的影响在管理层权力较小的企业中较为显著。

市场化程度是一系列经济、社会、法律乃至政治体制的综合量度 (樊纲等, 2003^[26]), 体现了一个地区整体的治理环境 (杨兴全等, 2014^[11])。我国在市场化改革的过程中, 由于各个地区所处的地理位置、要素市场的发育程度、拥有的资源禀赋情况以及享受的国家政策存在差异, 所以各个地区的市场化程度呈现出较高的不平衡性和差异性 (杨兴全等, 2014^[11])。相较于市场化进程较低的地区, 市场化进程较高的地区法制化水平较高, 审计师、媒体等中介机构的发育程度也较高 (樊纲等, 2003^[26])。研究表明, 市场化程度越高的地区, 高质量的审计供应和需求越多 (雷光勇和范蕾, 2009^[27]), 媒体报道内容越是多元化 (朱红军和李贺, 2015^[28])。这样, 审计师、媒体等中介机构就越能够发挥监督功能 (酷卫华和李培功, 2012^[29])。基于上述分析, 本文认为, 当市场化程度越高时, 年报问询函越能提高上市公司信息披露的数量和质量, 越有利于媒体等信息中介强化对上市公司的外部监督, 从而越好地缓解企业内部的代理冲突, 提高年报问询函政策的执行效果, 降低代理性的超额现金持有。因此, 我们提出假设 H3。

H3: 相较于市场化程度较低的地区, 年报问询函对超额现金持有水平的影响在市场化程度较高的地区较为显著。

三、研究设计

(一) 样本选择与数据来源

本文选取 2015—2018 年间的所有 A 股上市公司作为初始样本, 并经过如下筛选: (1) 剔除金融行业样本; (2) 剔除数据缺失的样本。最终得到 12 101 条观测值, 共计 3 514 家上市公司。本文的年报问询函数据来源于中国研究数据服务平台 (CNRDS) 数

据库, 媒体报道数据来源于报刊新闻量化舆情数据库。其他数据来自国泰安 (CSMAR) 数据库和锐思 (RESSET) 数据库。为剔除异常值的影响, 本文对所有连续变量进行了 1% 的缩尾处理。

(二) 回归模型与变量定义

为了验证本文的假设 H1, 我们构建了模型 (1):

$$\begin{aligned} AbCashhold_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Inquiry_{i,t} + \beta_2 Cflow_{i,t} + \beta_3 NWC_{i,t} \\ & + \beta_4 Capex_{i,t} + \beta_5 Age_{i,t} + \beta_6 Size_{i,t} \\ & + \beta_7 Leverage_{i,t} + \beta_8 TobinQ_{i,t} \\ & + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1) \end{aligned}$$

其中, *AbCashhold* 为因变量, 表示公司的超额现金持有水平。参考张会丽和吴有红 (2012)^[30]、罗进辉等 (2018)^[12] 的研究, 将超额现金持有水平定义为企业现金持有减去行业现金持有, 将企业现金持有水平定义为现金及现金等价物除以非现金资产。*Inquiry* 为自变量, 表示公司是否收到年报问询函。参考陈运森等 (2019)^[4] 的研究, *Inquiry* 为虚拟变量, 若公司当年收到年报问询函, 则取值为 1, 否则为 0。其他变量为控制变量。参考罗进辉等 (2018)^[12]、余靖雯等 (2019)^[31] 的研究, 本文在模型中加入了影响公司超额现金持有的其他因素: 经营性现金流 (*Cflow*)、营运资本 (*NWC*)、资本支出比率 (*Capex*)、公司年龄 (*Age*)、公司规模 (*Size*)、负债比率 (*Leverage*)、托宾 Q 值 (*TobinQ*)。同时, 本文在模型中也加入行业哑变量 (*Industry*) 和年份哑变量 (*Year*) 分别控制行业和年份效应。

Power 为调节变量, 表示公司管理层权力大小。参考王化成等 (2019)^[32] 的研究, 采用主成分分析法合成的管理层权力指数衡量。其中, 用以合成该指标的基础指标包括: 两职兼任 (*Dual*), 公司的 CEO 和董事长兼任时取值为 2, 否则为 1; 董事会规模 (*Boardsize*), 等于公司董事会总人数; 内部董事比例 (*Innerboard*), 等于公司内部董事人数除以董事会总人数; 总经理任期 (*CEO_Term*), 等于 CEO 的任职年限; 管理层持股比例 (*MAO*), 等于管理层持股数量除以公司总股数。

Market Score 为调节变量, 表示地区市场化程度高低, 采用樊纲市场化指数衡量。其中, 未更新的 2017 年与 2018 年的市场化指数数据, 参考俞红海等 (2010)^[33] 的研究, 依据现有的市场化指数推算出历年平均增长率, 估算出 2017 年与 2018 年的市场化指数。

所有主要变量的具体定义见表 1。

表1 主要变量定义

变量	符号	定义与说明
超额现金持有水平	<i>AbCashhold</i>	公司实际的现金持有水平与行业现金持有水平的均值之间的差额
年报问询函	<i>Inquiry</i>	若公司当年收到年报问询函, 则取值为1, 否则为0
经营性现金流	<i>Cflow</i>	经营活动产生的现金流量净额除以非现金资产
营运资本	<i>NWC</i>	流动资产与流动负债的差额除以非现金资产
资本支出比率	<i>Capex</i>	构建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金除以总资产
公司年龄	<i>Age</i>	观测值年份减去公司成立年份的自然对数
公司规模	<i>Size</i>	公司总资产的自然对数
负债比率	<i>Leverage</i>	公司总负债与总资产的比值
托宾Q值	<i>TobinQ</i>	股票市值除以总资产
管理层权力	<i>Power</i>	上市公司管理层权力, 采用主成分分析法合成的管理层权力指数衡量
两职兼任	<i>Dual</i>	公司的CEO和董事长兼任时取值为2, 否则为1
董事会规模	<i>Boardsize</i>	公司董事会总人数
内部董事比例	<i>Innerboard</i>	公司内部董事人数除以董事会总人数
总经理任期	<i>CEO_Term</i>	公司CEO的任职年限
管理层持股比例	<i>MAO</i>	管理层持股数量除以公司总股数
市场化程度	<i>Market Score</i>	上市公司所在地的市场化程度, 采用樊纲市场化指数衡量
行业均值	<i>Industry mean</i>	同行业公司收到年报问询函的均值
是否亏损	<i>LOSS</i>	若公司当年发生亏损, 则取值为1, 否则为0
第一大股东持股比例	<i>TOP1</i>	第一大股东持股数量除以公司发行在外的股票总股数
“四大”审计	<i>Big4</i>	若公司被“四大”会计师事务所审计, 则取值为1, 否则为0
总资产收益率	<i>ROA</i>	公司净利润与总资产的比值
公司成长性	<i>Growth</i>	公司营业总收入的增长率
问询函公司	<i>Inquiry firm</i>	若公司在样本期间内从任意年份开始连续收到年报问询函, 则取值为1, 否则为0
问询函年份	<i>Post</i>	公司首次收到年报问询函及以后年份取值为1, 否则为0
问题个数	<i>Inquiry num</i>	年报问询函中包含的问题个数的自然对数
是否需要发表核查意见	<i>Inquiry verify</i>	若年报问询函需要中介机构发表核查意见, 则取值为1, 否则为0
股票换手率	<i>Turnover</i>	股票成交量除以流通股总股数
媒体报道	<i>Media</i>	媒体报道次数的自然对数

为了检验H2, 我们按照管理层权力大小进行分组。将管理层权力指数大于等于行业-年度中位数的视为管理层权力较大组, 否则为管理层权力较小组。将两组样本分别按照模型(1)进行回归, 并对年报问询函(*Inquiry*)的系数进行组间差异检验, 以验证在不同的管理层权力下, 年报问询函与超额现金持有之间是否存在显著差异。

为了检验H3, 我们按照市场化程度高低进行分组。将市场化程度大于等于行业-年度中位数的视为市场化程度较高组, 否则为市场化程度较低组。将两组样本分别按照模型(1)进行回归, 并对年报问询函(*Inquiry*)的系数进行组间差异检验, 以验证在不

同的市场化程度下, 年报问询函与超额现金持有之间是否存在显著差异。

四、实证分析

(一) 描述性统计

表2报告了本文主要变量的描述性统计结果。其中, 超额现金持有水平(*AbCashhold*)的均值为0.0001, 标准差为0.2542, 说明在样本期间内, 不同公司之间现金持有水平差异较大。年报问询函(*Inquiry*)的均值为0.0849, 说明在样本期间内, 收到年报问询函的观测值约占样本总量的8.49%。

表2 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25%	中位数	75%	最大值
<i>AbCashhold</i>	12 185	0.000 1	0.254 2	-0.298 0	-0.131 8	-0.069 4	0.041 0	1.100 2
<i>Inquiry</i>	12 185	0.084 9	0.278 8	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	1.000 0
<i>Cflow</i>	12 185	0.055 1	0.093 7	-0.212 3	0.006 2	0.050 4	0.101 6	0.361 6
<i>NWC</i>	12 185	0.091 0	0.259 9	-0.614 5	-0.070 7	0.090 3	0.262 0	0.668 5
<i>Capex</i>	12 185	0.044 0	0.044 0	0.000 2	0.012 6	0.030 6	0.061 3	0.212 1
<i>Age</i>	12 185	2.896 5	0.304 3	2.079 4	2.708 1	2.944 4	3.135 5	3.434 0
<i>Size</i>	12 185	22.196 0	1.296 6	19.755 7	21.282 9	22.060 0	22.942 4	25.888 2
<i>Leverage</i>	12 185	0.420 8	0.210 0	0.059 5	0.252 3	0.406 1	0.570 9	0.928 4
<i>TobinQ</i>	12 185	2.968 1	2.349 2	0.858 9	1.437 7	2.191 2	3.611 8	13.798 7
<i>Power</i>	11 686	-0.050 8	1.265 7	-3.149 8	-0.914 9	0.172 6	1.037 0	2.619 5
<i>Market Score</i>	12 184	8.610 3	1.755 5	4.100 0	7.270 0	9.300 0	9.970 0	10.620 0

(二) 相关性分析

表3报告了主要变量的 Pearson 和 Spearman 相关系数。年报问询函 (*Inquiry*) 和超额现金持有水平 (*AbCashhold*) 的 Pearson 和 Spearman 相关系数

分别为-0.047 9 和-0.078 4, 且均在 1%的水平上显著。说明年报问询函 (*Inquiry*) 变量与超额现金持有水平 (*AbCashhold*) 变量之间存在显著的负相关关系。

表3 主要变量相关系数表

变量	<i>AbCashhold</i>	<i>Inquiry</i>	<i>Cflow</i>	<i>NWC</i>	<i>Capex</i>	<i>Age</i>	<i>Size</i>	<i>Leverage</i>	<i>TobinQ</i>
<i>AbCashhold</i>	1	-0.078 4***	0.252 5***	0.081 0***	-0.002 9	-0.002 3	-0.148 6***	-0.257 2***	0.147 3***
<i>Inquiry</i>	-0.047 9***	1	-0.106 2***	-0.095 8***	-0.120 3***	0.082 6***	-0.022 7**	0.106 0***	-0.029 5***
<i>Cflow</i>	0.317 7***	-0.104 7***	1	-0.084 6***	0.209 6***	-0.038 4***	0.013 7	-0.203 4***	0.104 5***
<i>NWC</i>	-0.000 2	-0.106 8***	-0.074 5***	1	-0.141 7***	-0.153 0***	-0.368 5***	-0.589 7***	0.307 2***
<i>Capex</i>	-0.061 0***	-0.094 5***	0.153 9***	-0.132 8***	1	-0.148 9***	-0.026 2***	-0.100 5***	0.077 1***
<i>Age</i>	-0.028 6***	0.079 0***	-0.037 7***	-0.153 5***	-0.115 0***	1	0.170 6***	0.186 4***	-0.245 9***
<i>Size</i>	-0.173 8***	-0.034 4***	0.020 9**	-0.312 8***	-0.025 8***	0.140 2***	1	0.518 6***	-0.683 5***
<i>Leverage</i>	-0.262 9***	0.127 3***	-0.203 5***	-0.595 2***	-0.068 6***	0.180 6***	0.495 2***	1	-0.466 5***
<i>TobinQ</i>	0.225 0***	-0.003 9	0.090 5***	0.191 7***	0.047 2***	-0.152 9***	-0.569 6***	-0.327 6***	1

(三) 回归结果分析

表4报告了年报问询函与超额现金持有水平的回归结果。列(1)中,只控制年度、行业时,年报问询函 (*Inquiry*) 估计系数为-0.045 0,且在 1%的显著性水平上显著。列(2)中,在控制其他影响因素之后,年报问询函 (*Inquiry*) 估计系数为-0.023 8,仍然在 1%的水平上显著,表明年报问询函显著降低超额现金持有。由此 H1 得到支持。

表5报告了管理层权力和市场化程度的调节效应结果。列(1)和列(2)报告了管理层权力的调节效应。从中可以看出,在管理层权力较大的组,年报

问询函 (*Inquiry*) 的估计系数为-0.016 8,且并不显著;在管理层权力较小的组,年报问询函 (*Inquiry*) 的估计系数为-0.033 2,且在 1%的显著性水平上显著。这表明只有在管理层权力较小的情况下,年报问询函才能显著降低超额现金持有。组间系数差异测试表明,两组样本的年报问询函 (*Inquiry*) 系数差异为-0.016 4,并且这一差异在 10%的水平上显著 ($p = 0.08$),即相较于管理层权力较大的企业,年报问询函对超额现金持有水平的影响在管理层权力较小的企业较为显著。由此 H2 得到支持。

表 4 年报问询函与超额现金持有水平的回归结果

$Y = AbCashhold_t$	(1)	(2)
$Inquiry_t$	-0.045 0 *** (-5.45)	-0.023 8 *** (-2.95)
$Cflow_t$		0.688 1 *** (11.93)
NWC_t		-0.281 9 *** (-8.39)
$Capex_t$		-0.878 6 *** (-11.41)
Age_t		-0.016 1 (-1.46)
$Size_t$		-0.005 4 (-1.52)
$Leverage_t$		-0.453 2 *** (-14.47)
$TobinQ_t$		0.020 9 *** (7.60)
Con_t	0.000 7 (0.02)	0.250 7 *** (2.71)
$Year$	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes
N	12 185	12 185
$Adj. R^2$	0.001	0.237

注：表中变量的具体定义见表1，描述性统计见表2。在计算 t 值时，本文采用了公司水平聚类标准差（standard errors clustered at the firm level）。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平上显著。所有连续变量进行了1%的缩尾处理。下同。

表 5 管理层权力与市场化程度的调节效应测试结果

$Y = AbCashhold_t$	管理层权力		市场化程度	
	(1) 较大	(2) 较小	(3) 较高	(4) 较低
$Inquiry_t$	-0.016 8 (-1.50)	-0.033 2 *** (-2.90)	-0.035 0 *** (-3.02)	-0.014 6 (-1.34)
$Cflow_t$	0.546 5 *** (6.74)	0.827 6 *** (10.92)	0.749 2 *** (10.20)	0.598 0 *** (6.73)
NWC_t	-0.301 6 *** (-6.77)	-0.280 3 *** (-6.63)	-0.309 6 *** (-7.18)	-0.258 4 *** (-5.14)
$Capex_t$	-0.821 9 *** (-7.57)	-0.939 4 *** (-9.28)	-0.889 9 *** (-9.50)	-0.871 9 *** (-7.08)
Age_t	-0.024 4 * (-1.76)	-0.007 4 (-0.48)	-0.011 4 (-0.87)	-0.029 5 * (-1.69)
$Size_t$	0.000 7 (0.16)	-0.009 4 * (-1.75)	-0.008 2 * (-1.88)	-0.001 0 (-0.19)
$Leverage_t$	-0.400 8 *** (-9.50)	-0.513 5 *** (-11.60)	-0.472 4 *** (-11.34)	-0.439 6 *** (-9.86)
$TobinQ_t$	0.028 6 *** (6.35)	0.015 5 *** (4.86)	0.020 2 *** (6.47)	0.022 3 *** (4.74)
Con_t	0.076 4 (0.63)	0.389 1 *** (2.96)	0.352 3 *** (3.12)	0.234 * (1.73)
$Year$	Yes	Yes	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes	Yes	Yes
N	5 869	5 817	6 610	5 574
$Adj. R^2$	0.225	0.227	0.247	0.225
Difference between groups	$P=0.08$		$P=0.07$	

表5的列(3)和列(4)报告了市场化程度的调节效应。从中可以看出,在市场化程度较高的组,年报问询函(*Inquiry*)的估计系数为-0.035 0,且在1%的显著性水平上显著;在市场化程度较低的组,年报问询函(*Inquiry*)的估计系数为-0.014 6,且不显著。这表明年报问询函对超额现金持有的降低作用仅在市场化程度较高的情况下成立。组间系数差异测试表明,两组样本的年报问询函(*Inquiry*)系数差异为-0.020 4,并且这一差异在10%的水平上显著($p=0.08$),即相较于市场化程度较低的地区,年报问询函对超额现金持有水平的影响在市场化程度较高的地区较为显著。由此H3得到支持。

(四) 稳健性检验

1. Heckman 两阶段模型。

由于是否收到年报问询函可能存在样本选择偏差,本文使用 Heckman 两阶段模型控制样本选择偏差问题。在第一阶段,本文建立上市公司收到年报问询函影响因素的 Probit 模型,计算出逆米尔斯比率(*Inverse Mills Ratio*),并将其作为一个控制变量加入到第二阶段的模型中进行回归,以控制潜在的样本选择偏差问题。本文在第一阶段的模型中加入行业均值(*Industry mean*)作为外生工具变量。参考陈运森等(2019)^[4]、袁蓉丽等(2021)^[34]的研究,本文考虑以下影响公司是否收到年报问询函的因素:是否亏损(*LOSS*)、第一大股东持股比例(*TOP1*)、“四大”审计(*Big4*)、公司年龄(*Age*)、公司规模(*Size*)、负债比率(*Leverage*)、总资产收益率(*ROA*)、公司成长性(*Growth*)以及行业和年份。第二阶段的模型同模型(1)。

Heckman 两阶段模型的回归结果如表6所示。第一阶段中,行业均值(*Industry mean*)与上市公司是否收到年报问询函(*Inquiry*)显著正相关。第二阶段中,在加入逆米尔斯比率(*Inverse Mills Ratio*)控制样本选择偏差后,年报问询函(*Inquiry*)估计系数为-0.009 5,且仍在10%的水平上显著负相关,与表4的主回归结果一致。

表6 Heckman 两阶段模型回归结果

第一阶段		第二阶段	
Y = <i>Inquiry_t</i>		Y = <i>AbCashhold_t</i>	
<i>Industry mean_t</i>	5.182 7*** (6.74)	<i>Inquiry_t</i>	-0.009 5* (-1.72)
<i>LOSS_{t-1}</i>	0.302 3*** (4.01)	<i>Cflow_t</i>	0.535 9*** (9.39)

续前表

第一阶段		第二阶段	
Y = <i>Inquiry_t</i>		Y = <i>AbCashhold_t</i>	
<i>TOP1_{t-1}</i>	-0.007 8*** (-4.92)	<i>NWC_t</i>	-0.271 7*** (-7.69)
<i>Big4_{t-1}</i>	-0.302 7** (-2.65)	<i>Capex_t</i>	0.007 7 (0.74)
<i>Age_{t-1}</i>	0.156 3* (1.94)	<i>Age_t</i>	-0.796 3*** (-9.77)
<i>Size_{t-1}</i>	-0.078 1*** (-3.65)	<i>Size_t</i>	-0.001 1 (-0.29)
<i>Leverage_{t-1}</i>	0.755 2*** (5.57)	<i>Leverage_t</i>	-0.407 8*** (-12.94)
<i>ROA_{t-1}</i>	-3.786 8*** (-7.29)	<i>TobinQ_t</i>	0.018 8*** (6.20)
<i>Growth_{t-1}</i>	0.035 8*** (2.61)	<i>IMR</i>	0.031 5*** (2.80)
<i>Con_{t-1}</i>	-1.056 3* (-1.90)	<i>Con_t</i>	-0.039 5*** (-0.43)
<i>Year</i>	Yes	<i>Year</i>	Yes
<i>Industry</i>	Yes	<i>Industry</i>	Yes
<i>N</i>	10 812	<i>N</i>	10 812
<i>Pseudo R²</i>	0.133	<i>Adj. R²</i>	0.212

2. PSM+DID 模型。

本文采用 PSM + DID 模型控制潜在的内生性问题。本文将收到年报问询函视为一次连续事件,考察首次收到年报问询函的影响。本文建立 Probit 模型,将在样本期间内从任意年份开始连续收到年报问询函的公司与从未收到过年报问询函的公司进行最近邻匹配。其中,在本文的主回归样本中,样本期间内从2015年、2016年和2017年开始连续收到年报问询函的公司分别有12家、33家和51家。参考陈运森等(2019)^[4]、袁蓉丽等(2021)^[34]的研究,选取以下影响公司是否收到年报问询函的因素变量:是否亏损(*LOSS*)、第一大股东持股比例(*TOP1*)、“四大”审计(*Big4*)、公司年龄(*Age*)、公司规模(*Size*)、负债比率(*Leverage*)、总资产收益率(*ROA*)、公司成长性(*Growth*)以及行业和年份。本文将总样本以在样本期间内是否连续收到过年报问询函为标准划分为处理组和控制组,将收到年报问询函事件发生的上一年因素变量进行 Probit 回归,按照处理组公司得出的评分在控制组中分年份进行1:1非重复配对。配对共得到96个处理组公司和96个控制组公司,共计192个公司。本文采用 Pstest 命令进行平衡测试,表

7 报告了配对平衡性测试的检验结果,从中可以看出控制组和处理组在所有影响因素上无显著差异,满足配对的平衡性假设。

表 7 年报问询函与超额现金持有水平的 PSM 样本匹配平衡性测试结果

变量	Means		p 值
	处理组	控制组	
	(收到问询函的观测值)	(未收到问询函的观测值)	
LOSS	0.416 7	0.468 8	0.47
TOP1	0.287 1	0.282 3	0.81
Big4	0.010 4	0.010 4	1.00
Age	2.903 9	2.976 2	0.09
Size	21.805 0	21.965 0	0.36
Leverage	0.526 2	0.525 8	0.99
ROA	-0.019 2	-0.017 3	0.87
Growth	0.795 5	0.682 7	0.72

进一步地,本文根据配对样本选择进行 DID 回归的样本,构建 DID 回归模型。本文选择收到年报问询函前后一年进行双重差分分析,选取处理组公司及其对应的控制组公司在收到年报问询函前一年和后一年均不存在缺失值的样本进行 DID 回归,最终得到 70 个处理组公司和 70 个控制组公司,共计 140 家公司 280 个回归观测值。具体回归模型如下:

$$\begin{aligned}
 AbCashhold_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Inquiry\ firm_i + \beta_2 Post_t \\
 & + \beta_3 Inquiry\ firm_i \times Post_t + \beta_4 Cflow_{i,t} \\
 & + \beta_5 NWC_{i,t} + \beta_6 Capex_{i,t} + \beta_7 Age_{i,t} \\
 & + \beta_8 Size_{i,t} + \beta_9 Leverage_{i,t} + \beta_{10} TobinQ_{i,t} \\
 & + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)
 \end{aligned}$$

其中, $Inquiry\ firm$ 为问询函公司,若公司在样本期间内从任意年份开始连续收到年报问询函,则取值为 1,否则为 0。 $Post$ 为问询函年份,公司首次收到年报问询函及之后的年份取值为 1,之前的年份取值为 0。回归结果如表 8 所示。列 (1) 中,只控制年度、行业时,问询函公司和问询函年份的交乘项 ($Inquiry\ firm \times Post$) 的估计系数为 -0.062 6,且在 10% 的显著性水平上显著。列 (2) 中,在控制其他影响因素之后,问询函公司和问询函年份的交乘项 ($Inquiry\ firm \times Post$) 的估计系数为 -0.074 8,且在 5% 的水平上显著。这表明年报问询函显著降低超额现金持有,与表 4 的主回归结果一致。

表 8 年报问询函与超额现金持有水平的

PSM+DID 的回归结果

$Y = AbCashhold_t$	(1)	(2)
$Inquiry\ firm_i$	-0.029 0 (-0.62)	0.010 5 (0.32)
$Post_t$	0.003 9 (0.08)	0.001 2 (0.02)
$Inquiry\ firm_i \times Post_t$	-0.062 6* (-1.97)	-0.074 8** (-2.13)
$Cflow_t$		-0.273 5 (-1.29)
NWC_t		-0.398 7** (-2.01)
$Capex_t$		-0.806 6 (-1.48)
Age_t		0.012 9 (0.26)
$Size_t$		-0.016 6 (-0.91)
$Leverage_t$		-0.706 5*** (-2.73)
$TobinQ_t$		-0.002 3 (-0.30)
Con_t	-0.093 8* (-1.96)	0.746 6 (1.33)
$Year$	Yes	Yes
$Industry$	Yes	Yes
N	280	280
$Adj. R^2$	0.035	0.235

(五) 进一步研究: 年报问询函特征与超额现金持有水平

Ryans (2020)^[35] 研究发现问询函的信息含量存在差异。由于不同的问询函所针对的问题不同,对上市公司的要求不同,这一特征差异会影响上市公司的行为从而影响证券监管的效率和效果。考虑到年报问询函特征也会影响其监管效果,当年报问询函中包含的问题数量越多以及年报问询函要求中介机构发表核查意见时,年报问询函的严重程度越高、监管的强度越大,因而监管的效果可能越好(陈运森等,2019^[4])。因此,我们进一步考察问题数量 ($Inquiry\ num$)、是否需要发表核查意见 ($Inquiry\ verify$) 这两个变量对超额现金持有水平的影响。

我们认为当年报问询函中包含的问题数量越多时,上市公司在进行回函时需要付出越多的努力、搜集和披露越多的信息,从而导致年报问询函降低超额现金持有的程度越大。进一步地,我们认为相较于没有要求中介机构发表核查意见的年报问询函,要求审计师、律师、评估师等信息中介发表核查意见的年报

问询函更有利于缓解信息不对称和企业代理冲突，从而更有利于降低超额现金持有。

表9报告了年报问询函特征与超额现金持有水平的回归结果。列(1)中，问题个数(*Inquiry num*)估计系数为-0.0107，且在1%的显著性水平上显著，说明相较于未被问询的公司，被问询公司收到的年报问询函的问题数量越多，超额现金持有水平越低。列(2)中，是否需要发表核查意见(*Inquiry verify*)估计系数为-0.0303，且在1%的显著性水平上显著，说明相较于未被问询的公司，被问询公司收到的年报问询函需要中介机构发表核查意见时，超额现金持有水平越低。

表9 年报问询函特征与超额现金持有水平的回归结果

$Y = AbCashhold_t$	(1)	$Y = AbCashhold_t$	(2)
<i>Inquiry num</i> _t	-0.0107*** (-3.21)	<i>Inquiry verify</i> _t	-0.0303*** (-3.32)
<i>Cflow</i> _t	0.6885*** (11.94)	<i>Cflow</i> _t	0.6895*** (11.99)
<i>NWC</i> _t	-0.2822*** (-8.40)	<i>NWC</i> _t	-0.2820*** (-8.41)
<i>Capex</i> _t	-0.8797*** (-11.42)	<i>Capex</i> _t	-0.8765*** (-11.45)
<i>Age</i> _t	-0.0175 (-1.60)	<i>Age</i> _t	-0.0175 (-1.60)
<i>Size</i> _t	-0.0052 (-1.48)	<i>Size</i> _t	-0.0051 (-1.45)
<i>Leverage</i> _t	-0.4541*** (-14.54)	<i>Leverage</i> _t	-0.4555*** (-14.56)
<i>TobinQ</i> _t	0.0209*** (7.62)	<i>TobinQ</i> _t	0.0209*** (7.62)
<i>Con</i> _t	0.1987** (2.09)	<i>Con</i> _t	0.1973** (2.08)
<i>Year</i>	Yes	<i>Year</i>	Yes
<i>Industry</i>	Yes	<i>Industry</i>	Yes
<i>N</i>	12 185	<i>N</i>	12 185
<i>Adj. R</i> ²	0.237	<i>Adj. R</i> ²	0.237

(六) 作用机制分析

根据上文的分析，信息不对称是影响企业超额现金持有水平的重要因素，年报问询函通过缓解信息不对称、强化外部监督，从而降低企业的超额现金持有。因此，年报问询函降低企业的超额现金持有的作用机制是缓解信息不对称。具体来说，年报问询函缓解信息不对称的方式包括提高信息披露的数量、质量以及吸引媒体关注两种。因此，我们根据年报问询函缓解信息不对称的方式来进行作用机制分析。

参考陈冬华和姚振晔(2018)^[36]、伊志宏等(2019)^[37]的研究，我们使用股票换手率(*Turnover*)

和媒体关注(*Media*)来衡量公司的信息不对称。自变量为年报问询函(*Inquiry*)。我们选取以下变量为控制变量：第一大股东持股比例(*TOP1*)、“四大”审计(*Big4*)、公司年龄(*Age*)、董事会规模(*Board-size*)、公司规模(*Size*)、负债比率(*Leverage*)、总资产收益率(*ROA*)。回归结果如表10所示。采用股票换手率(*Turnover*)为因变量时，年报问询函(*Inquiry*)的估计系数为0.0525，并且在10%的显著性水平上显著，说明年报问询函显著提高信息披露的数量、质量，从而缓解信息不对称。采用媒体报道(*Media*)为因变量时，年报问询函(*Inquiry*)的估计系数为0.3415，并且在10%的显著性水平上显著，说明年报问询函显著增加媒体关注，从而缓解信息不对称，强化外部监督。

表10 年报问询函与信息不对称的回归结果

变量	$Y = Turnover_t$	$Y = Media_t$
<i>Inquiry</i> _t	0.0525* (1.73)	0.3415*** (8.97)
<i>TOP1</i> _t	-0.0151*** (-17.61)	-0.0011 (-1.01)
<i>Big4</i> _t	-0.0721 (-1.54)	0.6222*** (6.36)
<i>Age</i> _t	-0.0029 (-0.07)	-0.0893* (-1.71)
<i>Boardsize</i> _t	-0.2859*** (-4.03)	-0.2519*** (-2.86)
<i>Size</i> _t	-0.3289*** (-24.59)	0.4136*** (23.22)
<i>Leverage</i> _t	0.5992*** (6.90)	-0.0336 (-0.35)
<i>ROA</i> _t	-1.9001*** (-8.19)	0.6217*** (2.98)
<i>Con</i> _t	9.8922*** (34.41)	-4.8354*** (-11.71)
<i>Year</i>	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	12 067	11 894
<i>Adj. R</i> ²	0.439	0.326

五、研究结论与展望

(一) 研究结论

笔者基于2015—2018年中国大陆A股上市公司的数据，采用实证研究的方法探讨了年报问询函对超额现金持有的影响，得出如下研究结论。

第一，年报问询函通过要求上市公司提高信息披露的数量、质量以及吸引媒体关注，发挥其外部监督作用。年报问询函会要求上市公司针对现金持有和使

用行为进行补充披露和解释说明,要求审计师、律师等中介机构进行补充核查并发表独立意见,以及吸引媒体对上市公司现金持有和使用行为的关注,强化对这一行为的外部监督,从而降低超额现金持有。

第二,年报问询函对超额现金持有的降低作用在管理层权力较小的企业和市场化程度较高的地区中较为稳健。这表明,当企业内外部治理机制较为有效时,年报问询函能有效降低超额现金持有。

第三,当年报问询函中包含的问题个数越多以及年报问询函需要中介机构发表核查意见时,年报问询函减少超额现金持有的结论越为稳健。这表明,当年报问询函的要求越严格,年报问询函对超额现金持有的降低作用越明显。

(二) 管理启示

笔者从上述研究结论得到如下管理启示,并给予一些相应的建议。

第一,证券监管机构应进一步推行问询函制度并提高年报问询函的要求。本研究结论表明,年报问询函能够降低超额现金持有,并且当年报问询函的要求越严格,年报问询函对超额现金持有的降低作用就越明显。因此,监管机构应进一步完善问询函监管制

度,提高年报问询函的严格程度。

第二,公司管理层应当充分认识年报问询函所起到的积极监管作用,进一步完善公司治理以便更好地发挥年报问询函的监管作用。本研究结论表明,年报问询函能够降低超额现金持有,且当管理层权力较小时,年报问询函降低超额现金持有的效果较明显。因此,公司管理层应当充分理解年报问询函的积极监督作用,根据问询内容积极完善公司治理。

(三) 局限与展望

本文实证分析了年报问询函对超额现金持有的影响,存在一定的局限性,未来可在如下两个方面进行拓展研究。第一,现有的文献针对超额现金持有总结了三种不同的理论:权衡理论、优序融资理论和代理成本理论。本文仅从代理成本理论的视角考察年报问询函对超额现金持有的影响,并没有从权衡理论和优序融资理论的角度考察其影响,后续可以进行这两方面的讨论。第二,本研究仅考察了年报问询函中包含的问题数量和是否需要中介机构发表核查意见这两个特征变量,没有挖掘年报问询函的内容、进行文本分析。后续研究可以结合年报问询函的内容,采用文本分析的方法考察年报问询函的监管效果。

参考文献

- [1] 陈运森,邓祎璐,李哲.非处罚性监管具有信息含量吗?——基于问询函的证据[J].金融研究,2018(4):155-171.
- [2] 张俊生,汤晓建,李广众.预防性监管能够抑制股价崩盘风险吗?——基于交易所年报问询函的研究[J].管理科学学报,2018(10):112-126.
- [3] 李晓溪,饶品贵,岳衡.年报问询函与管理层业绩预告[J].管理世界,2019(8):173-192.
- [4] 陈运森,邓祎璐,李哲.证券交易所一线监管的有效性研究:基于财务报告问询函的证据[J].管理世界,2019(3):169-186.
- [5] 胡宁,曹雅楠,周楠,薛爽.监管信息披露与债权人定价决策——基于沪深交易所年报问询函的证据[J].会计研究,2020(3):56-67.
- [6] 彭雯,张立民,钟凯,黎来芳.监管问询的有效性研究:基于审计师行为视角分析[J].管理科学,2019(4):17-30.
- [7] 陈运森,邓祎璐,李哲.非行政处罚性监管能改进审计质量吗?——基于财务报告问询函的证据[J].审计研究,2018(5):82-88.
- [8] 杨兴全,尹兴强.国企混改如何影响公司现金持有?[J].管理世界,2018(11):93-107.
- [9] Harford J, Mansi S A, Maxwell W F. Corporate Governance and Firm Cash Holdings in the U. S. [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 87(3): 535-555.
- [10] Gao H, Harford J, Li K. Determinants of Corporate Cash Policy: Insights from Private Firms [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 109(3): 623-639.
- [11] 杨兴全,张丽平,吴昊旻.市场化进程、管理层权力与公司现金持有[J].南开管理评论,2014(2):34-45.
- [12] 罗进辉,李小荣,向元高.媒体报道与公司的超额现金持有水平[J].管理科学学报,2018(7):91-112.
- [13] Jensen M C. Agency Cost of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers [J]. American Economic Review, 1986, 76(2): 323-329.
- [14] Harford J. Corporate Cash Reserves and Acquisitions [J]. Journal of Finance, 1999, 54(6): 1969-1997.
- [15] Ozkan A, Ozkan N. Corporate Cash Holdings: An Empirical Investigation of UK Companies [J]. Journal of Banking and Finance, 2004, 28(9): 2103-2134.
- [16] Guney Y, Ozkan A, Ozkan N. International Evidence on the Non-linear Impact of Leverage on Corporate Cash Holdings [J]. Journal of Multinational Financial Management, 2007, 17(1): 45-60.
- [17] Blanchard O, Lopez-de-Silanes F, Shleifer A. What Do Firms Do with Cash? [J]. Journal of Financial Economics, 1994, 36(3): 337-360.
- [18] Miller G S. The Press as A Watchdog for Accounting Fraud [J]. Journal of Accounting Research, 2006, 44(5): 1001-1033.
- [19] Dyck A, Volchkova N, Zingales L. The Corporate Governance Role of the Media: Evidence from Russia [J]. The Journal of Finance, 2008, 63(3): 1093-1135.

- [20] Liu B X, McConnell J J. The Role of the Media in Corporate Governance: Do the Media Influence Managers' Decisions to Abandon Acquisition Attempts? [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110 (1): 1-17.
- [21] 翟胜宝, 徐亚琴, 杨德明. 媒体能监督国有企业高管在职消费吗? [J]. 会计研究, 2015 (5): 57-63.
- [22] 薛健, 汝毅, 窦超. “惩一”能否“儆百”? ——曝光机制对高管超额在职消费的威慑效应探究 [J]. 会计研究, 2017 (5): 68-74.
- [23] Finkelstein S. Power in Top Management Teams: Dimensions, Measurement, and Validation [J]. Academy of Management Journal, 1992, 35 (3): 505-538.
- [24] 卢锐, 魏明海, 黎文靖. 管理层权力, 在职消费与产权效率——来自中国上市公司的证据 [J]. 南开管理评论, 2008 (5): 85-92.
- [25] 权小锋, 吴世农, 文芳. 管理层权力、私有收益与薪酬操纵 [J]. 经济研究, 2010 (11): 75-89.
- [26] 樊纲, 王小鲁, 张立文, 朱恒鹏. 中国各地区市场化相对进程报告 [J]. 经济研究, 2003 (3): 9-18.
- [27] 雷光勇, 范蕾. 市场化程度、内部人侵占与审计监督 [J]. 财贸经济, 2009 (5): 61-67.
- [28] 朱红军, 李贺. 文化体制改革、市场化进程对媒体的影响研究 [J]. 财经研究, 2015 (11): 124-132.
- [29] 醋卫华, 李培功. 媒体监督公司治理的实证研究 [J]. 南开管理评论, 2012 (1): 33-42.
- [30] 张会丽, 吴有红. 超额现金持有水平与产品市场竞争优势 [J]. 金融研究, 2012 (2): 183-195.
- [31] 余靖雯, 郭凯明, 龚六堂. 宏观政策不确定性与企业现金持有 [J]. 经济学 (季刊), 2019 (3): 987-1010.
- [32] 王化成, 高鹏, 张修平. 企业战略影响超额在职消费吗? [J]. 会计研究, 2019 (3): 40-46.
- [33] 俞红海, 徐龙炳, 陈百助. 终极控股股东控制权与自由现金流过度投资 [J]. 经济研究, 2010 (8): 103-114.
- [34] 袁蓉丽, 王群, 李瑞敬. 证券交易所监管与股价同步性——基于年报问询函的证据 [J]. 管理评论, 2021 (2): 49-59.
- [35] Ryans J P. Textual Classification of SEC Comment Letters [J]. Review of Accounting Studies, 2020, 15 (3): 1-44.
- [36] 陈冬华, 姚振晔. 政府行为必然会提高股价同步性吗? ——基于我国产业政策的实证研究 [J]. 经济研究, 2018 (12): 112-128.
- [37] 伊志宏, 杨圣之, 陈钦源. 分析师能降低股价同步性吗——基于研究报告文本分析的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2019 (1): 156-173.

(责任编辑: 邵霖 张安平)

(上接第83页)

- [31] Manne H G. Insider Trading and the Stock Market [M]. New York: Free Press, 1966: 1-69.
- [32] Roulstone D T. The Relation between Insider-trading Restrictions and Executive Compensation [J]. Journal of Accounting Research, 2003, 41 (3): 525-551.
- [33] Noe T H. Insider Trading and the Problem of Corporate Agency [J]. Journal of Law, Economics and Organization, 1997, 13: 287-318.
- [34] 王敏, 黄新莹, 黄超. 非执行董事影响高管薪酬激励契约的选择吗? ——来自国有上市公司的经验证据 [J]. 经济与管理评论, 2017 (4): 38-47.
- [35] 蔡宏标, 饶品贵. 机构投资者、税收征管与企业避税 [J]. 会计研究, 2015 (10): 59-65, 97.
- [36] 杨海燕, 韦德洪, 孙健. 机构投资者持股能提高上市公司会计信息质量吗? ——兼论不同类型机构投资者的差异 [J]. 会计研究, 2012 (9): 16-23, 96.
- [37] Easley D, O'Hara M. Information and the Cost of Capital [J]. The Journal of Finance, 2004, 59 (4): 1553-1583.
- [38] Aboody D, Lev B. Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains [J]. The Journal of Finance, 2000, 55 (6): 747-766.
- [39] 李春涛, 宋敏, 张璇. 分析师跟踪与企业盈余管理——来自中国上市公司的证据 [J]. 金融研究, 2014 (7): 124-139.
- [40] Frankel R M, Li X. Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders [J]. Journal of Accounting & Economics, 2004, 37 (2): 229-259.
- [41] Byers S S, Fields L P, Fraser D R. Are Corporate Governance and Bank Monitoring Substitutes: Evidence from the Perceived Value of Bank Loans [J]. Journal of Corporate Finance, 2008, 14 (4): 475-483.
- [42] Ferreira D, Ferreira M A, Raposo C C. Board Structure and Price Informativeness [J]. Journal of Financial Economics, 2011, 99 (3): 523-545.
- [43] 晏艳阳, 赵大玮. 我国股权分置改革中内幕交易的实证研究 [J]. 金融研究, 2006 (4): 101-108.
- [44] 张新, 祝红梅. 内幕交易的经济分析 [J]. 经济学 (季刊), 2003 (4): 71-96.
- [45] 陈文强. 控股股东涉入与高管股权激励: “监督”还是“合谋”? [J]. 经济管理, 2017 (1): 114-133.
- [46] 陈艳, 白智奇, 于洪鉴. 高管职务侵占是薪酬激励失效吗? ——基于契约参照点效应的经验证据 [J]. 财经问题研究, 2019 (2): 87-97.
- [47] 夏宁, 董艳. 高管薪酬、员工薪酬与公司的成长性——基于中国中小上市公司的经验数据 [J]. 会计研究, 2014 (9): 89-95, 97.
- [48] 辛清泉, 林斌, 王彦超. 政府控制、经理薪酬与资本投资 [J]. 经济研究, 2007 (8): 110-122.
- [49] Core J E, Guay W, Larcker D F. The Power of the Pen and Executive Compensation [J]. Journal of Financial Economics, 2008, 88 (1): 1-25.
- [50] 李明, 叶勇. 媒体负面报道对控股股东掏空行为影响的实证研究 [J]. 管理评论, 2016 (1): 73-82.
- [51] 陈险峰, 陈志强, 李佳宾, 胡珺. 非执行董事对企业技术创新的影响研究 [J]. 管理学报, 2019 (8): 1188-1196.

(学术顾问: 梁上坤, 责任编辑: 王克方 张安平)

赞助标识位置影响赞助品牌形象机理探讨

——基于赞助广告的实验检验

The Mechanism of Sponsorship Signage Position's Impact on Sponsor Brand Image: An Experimental Study Based on Sponsorship Advertising

杨 洋 邱一崎 胡吉恒 钟方瑜

YANG Yang QIU Yi-qi HU Ji-heng ZHONG Fang-yu

[摘要] 在企业采用赞助广告同时曝光赞助品牌和赞助对象中, 赞助标识位置影响赞助对象形象向赞助品牌形象转移, 进而改善赞助品牌形象。笔者基于位置效应理论和形象转移理论, 通过三个情景赞助广告实验检验赞助标识位置对赞助品牌形象的影响, 揭示赞助标识位置影响赞助品牌形象的机理。实验检验证实: 就赞助标识绝对位置而言, 赞助标识在赞助广告左侧或右侧, 其影响赞助对象形象向赞助品牌转移的效应不同; 就赞助标识相对位置而言, 赞助标识中赞助对象标识在赞助品牌标识上方或下方, 其影响赞助对象形象向赞助品牌转移的效应也不同; 赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象的过程中具有中介作用。本研究拓展了赞助营销效果方面的学术探讨边界, 丰富了位置效应和形象转移等相关研究文献, 为企业采用赞助营销提升品牌价值、优化赞助广告中的赞助标识位置来改善品牌形象提供了理论依据。

[关键词] 赞助标识位置 赞助品牌形象 赞助广告 形象转移

[中图分类号] F270 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1000-1549 (2022) 05-0120-09

Abstract: When enterprises disclose sponsor brand and sponsored object in sponsorship advertisement, the position of sponsorship signage can influence the image transfer from sponsored object to sponsor brand, and then promote sponsor brand image. Based on position effect theory and image transfer theory, this paper explores the impact of sponsorship signage position on sponsor brand image and reveals the underlying mediating mechanism with three situational experiments. These empirical test results show that: as for absolute position, the effect of image transfer from sponsored object of sponsor brand is different when sponsorship signage on the left or right side of sponsorship advertisement; the above effect is also different when sponsor brand signage above or below sponsored object signage in the sponsorship signage; sponsorship memory mediates the impact of the sponsorship signage position on sponsor brand image. This study reveals the mechanism of the impact of sponsorship signage position on sponsor brand image, expands academic discussion boundary in the fields of sponsorship marketing strategy and sponsorship marketing effectiveness, enriches related literature about position effect theory and image transfer theory; this study also provides theoretical basis for enterprises to enhance brand value by sponsorship marketing and improve brand image through optimizing sponsorship signage's position in sponsorship advertisement.

Key words: Sponsorship signage position Sponsor brand image Sponsorship advertisement Position effect Image transfer

[收稿日期] 2022-01-12

[作者简介] 杨洋, 男, 1985年生, 四川大学旅游学院副教授, 主要研究方向为市场营销、旅游管理; 邱一崎, 女, 1998年生, 四川大学旅游学院硕士研究生, 研究方向为旅游营销; 胡吉恒, 男, 1990年生, 四川大学商学院博士研究生, 研究方向为赞助营销; 钟方瑜, 女, 1996年生, 四川大学旅游学院硕士研究生, 研究方向为市场营销。本文通讯作者为杨洋, 联系方式为 371687937@qq.com。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“基于音频数据的数字语音解说游客购买行为研究”(项目编号: 72172100); 国家自然科学基金项目“企业赞助: 重赞助匹配, 还是重活动质量? ——基于消费者调节聚焦视角的研究”(项目编号: 71502019); 四川大学创新火花项目“银发旅游支持研究——基于社会支持视角”(项目编号: 2018hhf-37)。

感谢匿名评审人提出的修改建议, 笔者已做了相应修改, 本文文责自负。

一、引言

作为企业品牌营销的重要方式,赞助营销已经从企业营销战术上升到企业战略高度(Meenaghan, 2013^[1]),部分归因于赞助营销具有市场覆盖全、受众回避低等优势,吸引了越来越多企业增加赞助营销投入。2016年后,全球赞助营销费用持续高涨,增速已高于广告费用增速和促销费用增速(IEG, 2017^[2]),因此提升赞助营销效益成为企业十分关注的问题。有效曝光赞助品牌标识(如可口可乐的品牌标识)和赞助对象标识(如奥运会的五环标识)是提升赞助营销效应的关键(付磊和蔡兴林, 2020^[3]; Johar等, 2006^[4]),能够构建赞助品牌与赞助对象在消费者记忆中的关联性,促进赞助对象品牌形象向赞助品牌形象转移,达到改善赞助品牌形象的目的。为此,赞助企业一般投入5~10倍于赞助版权费用的资金用于赞助曝光活动(IEG, 2017^[2])。赞助广告是赞助企业普遍采用的赞助曝光载体,赞助广告中的赞助标识对曝光赞助品牌与赞助对象关系起到决定作用。笔者在系统梳理赞助广告中的赞助标识特征后发现,赞助标识主要由赞助对象标识和赞助品牌标识组合而成,放置在赞助广告中的不同位置。从赞助标识在赞助广告中的绝对位置看,赞助标识往往在赞助广告页面的左上、左下、右上或右下四个角落;从赞助标识的相对位置看,赞助标识中的赞助品牌标识常常在赞助对象标识的左侧、右侧、上方或下方。那么,赞助标识放置在赞助广告中的哪个位置能更好地改善赞助品牌形象?这个问题的答案对企业优化赞助广告设计继而改善赞助品牌形象无疑具有重要意义。

现有相关文献中,已有学者证实了赞助标识对赞助营销效果的影响,但尚无赞助标识位置影响赞助品牌形象机理的论证。Breuer和Rumpf(2012)^[5]证实赞助品牌标识大小等光学特征影响赛事直播中消费者对赞助品牌标识的视觉注意;Breuer和Rumpf(2015)^[6]指出亮色、动态与环境对比度大的赞助品牌标识会在赛事直播中获得消费者更多的视觉注意;Boroczky等(2018)^[7]发现当一个赞助对象的多个赞助品牌标识同时出现时,与其他赞助品牌标识色彩对比度较高的赞助品牌标识更容易获得消费者的视觉注意;Alonso Dos Santos等(2019)^[8]证明位于赞助对象宣传海报主体区域的赞助品牌标识,比位于赞助对象宣传海报底部的赞助品牌标识能获得消费者更多

的视觉注意;等等。由此可见,以往研究聚焦在消费者对赞助品牌标识的视觉注意力上,尚未涉及赞助标识位置与赞助品牌形象之间的关系,缺乏有关赞助广告中赞助标识位置如何影响赞助品牌形象方面的研究成果。本文在前人研究成果的基础上,运用位置效应理论和形象转移理论的相关原理,区分赞助广告中的赞助标识位置区的绝对位置和相对位置,采用三个情景实验实证检验了赞助标识位置对赞助品牌形象的影响及其机理。

二、文献综述及研究假设

(一) 赞助标识对赞助品牌形象的影响

赞助标识主要由赞助品牌标识和赞助对象标识组成,传递赞助品牌与赞助对象的关联性,进而影响赞助品牌形象。现有文献已关注到赞助品牌标识对消费者视觉注意的影响,但尚未探讨赞助标识对赞助品牌形象的影响。就消费者对赞助品牌的视觉注意而言,赞助品牌标识植入赛事直播中时,面积较大的赞助品牌标识比面积较小的赞助品牌标识更容易获得消费者的注意(Breuer和Rumpf, 2012^[5]),亮色、动态和与环境对比度大的赞助品牌标识会吸引消费者更多的注意(Breuer和Rumpf, 2015^[6]),与其他赞助品牌标识色彩对比度较高的赞助品牌标识对消费者具有更强的视觉吸引力(Boroczky等, 2018^[7]);赞助品牌标识植入赞助对象宣传海报中时,位于海报主体区域的赞助品牌标识,比位于海报底部的赞助品牌标识具有更好的视觉效果(Alonso Dos Santos等, 2019^[8])。尽管赞助品牌获得消费者注意是赞助营销的重要目标,其根本目的仍是通过赞助营销改善赞助品牌形象(Meenaghan, 2013^[1])。

Grohs和Reisinger(2014)^[9]全面分析了赞助形象转移的文章,发现现有文献已证实感知事件形象、赞助匹配、赞助品牌熟悉度、产品类别重要性等因素会影响赞助形象转移,但尚无研究关注到赞助标识对形象转移的影响。另外,在品牌标识研究领域,尽管相关文献已关注了颜色(Jin等, 2019^[10])、间距(Gupta和Hagtvedt, 2021^[11])、形状(王海忠等, 2017^[12])以及显著度(王海忠等, 2012^[13])等品牌标识物理属性对消费者品牌评价的影响,但尚未关注到品牌标识位置对品牌形象转移的影响。然而,赞助标识实现了赞助品牌和赞助对象的物理链接,是赞助广告的关键要素(杨洋等, 2015^[14]),可能具有促进

形象转移的作用。因此,赞助标识对赞助品牌形象的影响还需要进一步探讨。

赞助形象转移是赞助营销的核心目标,指赞助对象形象向赞助品牌转移的过程。赞助品牌和赞助对象记忆节点在消费者记忆网络中同时被激活后,赞助品牌与赞助对象的相关联想形成关联,进而赞助品牌获得某些赞助对象的形象(Carrillat等,2010^[15])。根据认知激活扩散模型(Spreading Activation Model)(尚晓燕和郭晓凌,2020^[16];Cian等,2014^[17]),赞助标识有助于将赞助对象与消费者原有的品牌记忆网络产生链接,实现赞助对象形象向赞助品牌形象的转移,进而影响赞助品牌形象。这是因为赞助品牌和赞助对象是消费者认知记忆网络中的独立节点(Collins和Loftus,1975^[18]),记忆节点储存关于赞助品牌和赞助对象相关的概念。当消费者在赞助标识中同时注意到赞助品牌和赞助对象时,赞助品牌记忆节点和赞助对象记忆节点同时被激活,在消费者记忆网络中形成链接,形成赞助对象形象向赞助品牌形象转移的流畅通道。赞助对象形象向赞助品牌形象的转移越流畅,赞助效果越好,已经成为学者们的共识(Close,2013^[19];Han等,2013^[20])。根据位置效应理论,本文推测赞助标识在赞助广告中的位置会影响赞助品牌形象,因为赞助标识位置可以影响消费者加工赞助信息的流畅性,进而促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移。

(二) 赞助标识位置对赞助品牌形象的影响

位置效应是认知心理学中的经典理论,指在某些特定位置的对象会得到更多注意、更好评估、更多选择的现象,主要是因为不同位置的对象获得消费者注意水平存在差异,进而影响消费者信息加工的流畅性(Valenzuela和Raghubir,2015^[21])。位置效应广泛存在于货架商品展示(Sunaga等,2016^[22])、广告页面展示(Goodrich,2010^[23])、比较广告展示(Choi和Myer,2012^[24])、品牌标识位置(Boerman等,2015^[25])等领域。现有文献已从左右(Valenzuela和Raghubir,2015^[9])、远近(Chae和Hoegg,2013^[26])、上下(Sunaga等,2016^[22])、中间(Atalay等,2012^[27])、水平与垂直(Deng等,2016^[28])、角落(Hernandez等,2017^[29])等位置证实了对象所在位置会影响消费者对其的评价。笔者对比赞助标识位置和品牌标识位置的特征和作用,发现了两个方面差异。一是赞助标识同时包含赞助标识在广告页面的绝对位置和赞助品牌标识与赞助对象标识在赞助标识中的相对位置,

而品牌标识位置主要指绝对位置;二是赞助品牌标识位置主要为了促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移,而品牌标识位置主要为了影响消费者对品牌本身或品牌产品的评价。因此,赞助标识位置对赞助品牌形象的影响难以用现有品牌标识位置相关研究结论来解释。为了进一步拓展赞助营销理论,本文从赞助标识在赞助广告中的绝对位置和相对位置视角出发,系统探讨赞助标识位置对赞助品牌形象的影响。

就赞助标识在赞助广告中的绝对位置而言,赞助标识绝对位置通过影响消费者对赞助标识的注意水平,进而促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移。蒋玉石等(2014)^[30]研究白酒广告时发现,酒瓶位于平面广告上方时,被试对酒瓶的注意程度更高,而当酒瓶位于白酒广告左下方时,酒瓶获得消费者注意最少。这与消费者视觉注意的“死亡之角”一致,Hernandez等(2017)^[29]证实消费者对视域右下方位置的注意力较低、记忆程度也更低。以上发现根植于消费者的浏览习惯,消费者一般从左到右、从上到下进行浏览,先获得消费者注意的位置往往得到更多的消费者注意(蒋玉石等,2014^[30];Hernandez等,2017^[29])。根据消费者注意理论(Kerckhove和Pandelaere,2018^[31];Olson,2010^[32]),消费者对赞助信息的注意水平较高时,消费者对赞助信息加工水平会更高,更容易促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移。因此,本文推测赞助标识在赞助广告页面中的不同位置,产生不同程度的赞助形象转移,进而影响消费者对赞助品牌形象的评价。据此,本文提出假设1:

H1: 赞助广告中的赞助标识绝对位置显著影响赞助品牌形象。

就赞助标识在赞助广告中的相对位置而言,赞助标识相对位置通过促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移的流畅程度,进而影响赞助品牌形象。赞助形象转移往往具有特定的方向,信息加工方向与赞助形象转移方向一致时,形象转移更加顺畅;反之,形象转移难以发生。赞助标识中赞助对象标识和赞助品牌标识的相对位置会影响消费者对赞助信息的加工顺序,进而改变赞助对象形象向赞助品牌形象转移的流畅程度。根据消费者从左往右的阅读习惯(Boerman等,2015^[25]),赞助对象标识在赞助品牌标识左侧时,消费者往往先注意到赞助对象标识、后注意到赞助品牌标识,赞助信息加工顺序与赞助形象转移的方向一致,则赞助形象转移更易发生;赞助对象标识在赞助

品牌标识右侧时,消费者往往先注意到赞助品牌标识、后注意到赞助对象标识,赞助信息加工顺序与赞助形象转移的方向相反,则赞助形象转移较难发生。另外,位置效应理论指出左右位置可以隐喻时间顺序,左表征过去、右表征未来(Chae和Hoegg,2013^[26]);对于赞助形象转移而言,赞助对象过去积累的形象向赞助品牌转移,进而优化了赞助品牌未来的形象,同样具有时间顺序。也就是,从赞助对象标识到赞助品牌标识的注意顺序更符合消费者的信息加工顺序;与赞助对象标识在赞助品牌标识右侧时相较而言,赞助对象标识在赞助品牌标识左侧时,赞助形象转移更容易发生。综上,赞助标识中赞助对象标识和赞助品牌标识的相对位置会影响消费者对赞助信息加工的流畅程度,进而影响消费者对赞助品牌形象的评价。据此,本文提出假设2:

H2: 赞助广告中的赞助标识相对位置显著影响赞助品牌形象。

(三) 赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象过程中的作用

赞助广告中的赞助标识位置影响消费者对赞助信息的加工,进而影响消费者对赞助信息的记忆,促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移。上文提到,消费者对赞助品牌与赞助对象关联性的认识是影响赞助对象形象向赞助品牌形象转移的关键。Coppetti等(2009^[33])指出,消费者形成品牌相关记忆后,再次面对品牌营销信息时,才能同时激活记忆网络中的相关信息节点,进而改善赞助品牌形象。赞助标识在赞助广告中的位置会影响消费者对赞助标识的注意;而消费者注意越多,消费者的记忆效果就越好(贾佳等,2019^[34])。根据形象转移理论,消费者对赞助广告中的赞助品牌与赞助对象关联性信息的记忆越好,赞助形象转移越流畅(Cornwell和Humphreys,2013^[35]);而赞助对象形象向赞助品牌形象转移越流畅,赞助形象转移效果越好(Han等,2013^[21])。综上,赞助标识位置会通过影响消费者对赞助品牌与赞助对象关系的记忆,进而影响赞助品牌形象。因此,本文推测赞助记忆是赞助标识位置影响赞助品牌形象的中介变量。据此,本文提出假设3:

H3: 赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象的过程中具有中介作用。

三、实证研究

本文通过三个情景实验操控赞助标识在赞助广告

中的绝对位置和相对位置,探究赞助标识对赞助品牌形象的影响以及赞助记忆的中介作用。实验1检验赞助标识绝对位置对赞助品牌形象的影响;实验2检验赞助标识相对位置对赞助品牌形象的影响;实验3检验赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象过程中的中介作用。

(一) 实验1: 赞助标识绝对位置对赞助品牌形象的影响

1. 实验设计。

实验1重点分析赞助标识在赞助广告中的绝对位置对赞助品牌形象的影响。实验1采用4个实验组(赞助标识绝对位置:左上vs左下vs右上vs右下)的组间实验设计,通过问卷星的样本服务收集问卷。

2. 刺激物设计。

赞助对象刺激物:实验1选取2022年北京冬季奥林匹克运动会(简称“北京冬奥会”)作为赞助对象。选择北京冬奥会作为赞助对象有利于四个方面的实验操控:

(1) 北京冬奥会具有较高影响力且在实验时尚未开幕,有利于剔除赞助信息知晓差异的干扰。

(2) 2017年2月27日北京冬奥组委启动《北京2022年冬奥会和冬残奥会市场开发计划》以来,已签约45家赞助企业,有利于筛选符合实验要求的赞助品牌。

(3) 被试对北京冬奥会熟悉度较高,有利于剔除被试对赞助对象熟悉度差异的干扰。

(4) 被试对北京冬奥会的涉入度适中,有利于剔除赞助对象涉入度的干扰。

赞助品牌刺激物:实验1通过前测实验确定赞助品牌刺激物。备选品牌均来自北京冬奥会赞助商(包括奥林匹克全球合作伙伴、2022官方合作伙伴、2022官方赞助商)。前测问卷采用7分里克特量表测量,要求被试填写品牌熟悉度及其与北京冬奥会的匹配程度。根据前测结果,实验1选择了被试品牌熟悉度($M_{\text{熟悉度}} = 4.815$)和赞助匹配度($M_{\text{赞助匹配}} = 4.296$)均较高的三星品牌作为赞助品牌刺激物。

广告页面刺激物:实验1采用包含赞助标识和广告产品的简洁广告页面,以降低广告元素对实验结果的干扰。赞助标识包括北京冬奥会的赞助对象标识和三星的赞助品牌标识,赞助对象标识统一放置在赞助品牌的左侧,以剔除赞助标识中赞助品牌与赞助对象的相对位置对实验结果的干扰。因此,实验1仅在赞

助广告刺激物的中央区域显示赞助广告产品, 分别将赞助标识放在赞助广告页面的左上、左下、右上、右下, 以操控赞助标识在赞助广告中的绝对位置。

3. 变量测量。

实验1自变量为赞助标识绝对位置, 通过操控赞助标识在赞助广告中的物理位置实现, 并删除误判赞助标识绝对位置的样本, 以准确操控自变量。实验1借鉴成熟量表测量相关变量, 包括品牌形象(David和Michaelis, 2012^[36])、视觉吸引力(Cian等, 2014^[18])、赞助匹配(Olson, 2010^[32])、赞助对象质量(Jin等, 2013^[37]; Speed和Thompson, 2000^[38])、赞助对象涉入度(Boronzcyk等, 2018^[7])和赞助对象熟悉度(Heckler和Childers, 1992^[39])。品牌形象为因变量, 视觉吸引力为控制变量, 其余变量用于前测实验以确定恰当的赞助对象和赞助品牌刺激物。

4. 数据分析。

样本概况。实验1收集到1007个有效样本。其中, 男性共535名, 占样本53.1%, 女性共472名, 占样本总数的46.9%, 样本性别差异不大; 赞助标识绝对位置位于赞助广告左上、左下、右上和右下的样本比例依次为26.1%、25.1%、25.4%和23.3%, 样本在四个实验组间分布较为均匀。

操控检验。首先, 赞助标识绝对位置操控成功。赞助标识绝对位置为物理变量, 不涉及被试感知, 仅与被试是否仔细阅读刺激物有关。实验1设置位置甄别题项, 删除误判赞助标识绝对位置的样本, 成功操控赞助标识绝对位置。其次, 赞助广告视觉吸引力操控成功。实验组间的赞助广告视觉吸引力不存在显著差异($M_{左上}=5.25$, $M_{左下}=5.28$, $M_{右上}=5.12$, $M_{右下}=5.11$, $F(3, 1003)=1.256$, $p=0.288>0.05$), 因此赞助标识绝对位置的操控没有改变赞助广告视觉吸引力进而产生干扰。综上, 实验1的变量操控效果较好。

假设检验。实验1检验假设H1, 数据分析结果显示赞助标识绝对位置显著影响赞助品牌形象, 赞助品牌形象在四个实验组间存在显著差异($M_{左上}=5.01$, $M_{左下}=5.07$, $M_{右上}=4.85$, $M_{右下}=4.87$, $F(3, 1003)=2.152$, $p=0.092<0.10$)。从数值上看, 赞助标识绝对位置在赞助广告左侧时, 赞助品牌形象相对更高。因此, 实验1根据赞助标识在广告页面的左侧或右侧, 将赞助标识绝对位置分为两组, 以赞助标识绝对位置“左”和“右”为自变量, 赞助品牌形

象为因变量, 进行方差分析。结果显示, 赞助标识左右位置对品牌形象的影响具有显著差异($M_{左}=5.04$, $M_{右}=4.86$, $F(1, 1005)=6.025$, $p=0.014<0.05$), 位于赞助广告左侧的赞助标识比位于赞助广告右侧的赞助标识产生更好的赞助品牌形象。这与消费者从左到右的浏览顺序一致, 消费者较早注意到位于赞助广告左侧的赞助标识, 有利于获得更多消费者注意力, 促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移。因此, 赞助标识在赞助广告中的绝对位置显著影响赞助品牌形象, 假设H1得到支持。

综上, 实验1初步证实了赞助标识在赞助广告中的位置影响赞助品牌形象, 赞助企业通过优化赞助标识在赞助广告中的位置, 可以提升赞助效果。实验1仅研究了赞助标识在赞助广告中绝对位置的作用, 未操控赞助标识的相对位置, 也未检验赞助记忆的中介作用。本文实验2和实验3将进一步检验假设H2和H3。

(二) 实验2: 赞助标识相对位置对赞助品牌形象的影响

1. 实验设计。

实验2在实验1基础上, 检验赞助广告中赞助品牌标识与赞助对象标识的相对位置对赞助品牌形象的影响。实验2采用4个实验组(赞助标识相对位置: 赞助对象标识在赞助品牌标识的左侧 vs 右侧 vs 上方 vs 下方)的组间实验设计, 通过问卷星的样本服务收集问卷。

2. 刺激物设计。

鉴于实验1中北京冬奥会作为赞助对象具有较好的操控效果, 实验2继续采用北京冬奥会作为赞助对象刺激物。实验1前测实验发现, 安踏的品牌熟悉度($M_{熟悉度}=5.458$)和赞助匹配($M_{赞助匹配}=4.853$)较高。实验2选择安踏作为赞助品牌刺激物, 以扩大实验的稳健性。实验1已证实赞助标识绝对位置对赞助品牌形象的影响, 为剔除赞助标识绝对位置的干扰, 实验2固定赞助标识绝对位置在赞助广告左上角, 赞助广告中仅包含赞助标识和广告产品。

3. 变量测量。

实验2通过设置赞助标识中赞助对象标识在赞助品牌标识的上方 vs 下方 vs 左侧 vs 右侧, 操控赞助标识相对位置, 并剔除误判赞助标识相对位置的样本。赞助品牌形象和操控变量的测量与实验1一致, 不再赘述。

4. 数据分析。

样本概况。实验2正式采用问卷星样本服务收集数据,共回收589个有效样本。其中男性289名,占比49.1%,女性300名,占比50.9%,性别差异不大;样本年龄均值集中在30岁左右;赞助标识中赞助对象标识在赞助品牌标识左侧、右侧、上方和下方的样本比例依次为24.4%、23.1%、25.5%和27.0%,样本在四个实验组间分布较为均匀。

操控检验。首先,赞助标识相对位置操控成功。赞助标识相对位置为物理变量,实验2删除误判赞助标识相对位置的样本,成功操控赞助标识相对位置。其次,赞助广告视觉吸引力操控成功。视觉吸引力在各实验组间无显著差异($M_{\text{赞助对象标识在下}}=5.32$, $M_{\text{赞助对象标识在上}}=5.17$, $M_{\text{赞助对象标识在右}}=5.19$, $M_{\text{赞助对象标识在左}}=5.25$, $F(3, 585)=0.373$, $p=0.772>0.05$),因此赞助标识相对位置的操控没有改变赞助广告的视觉吸引而产生干扰。

假设检验。实验2检验假设H2,数据分析结果显示赞助品牌形象在不同实验组间具有显著差异($M_{\text{赞助对象标识在上}}=5.70$, $M_{\text{赞助对象标识在下}}=5.54$, $M_{\text{赞助对象标识在左}}=5.46$, $M_{\text{赞助对象标识在右}}=5.36$, $F(3, 558)=4.143$, $p=0.006<0.05$),初步证实赞助广告中赞助品牌与赞助对象的相对位置显著影响赞助品牌形象。本文进一步分析发现,赞助标识中赞助对象标识在赞助品牌标识上方的品牌形象显著大于赞助对象标识在赞助品牌标识右侧的品牌形象($M_{\text{赞助对象标识在上}}=5.70$, $M_{\text{赞助对象标识在右}}=5.36$, $M_{\text{赞助对象标识在上}}-M_{\text{赞助对象标识在右}}=0.34$, $p=0.005<0.05$)。这符合位置隐喻理论的预测,该理论指出人们普遍认为较高的位置意味着更高的地位(徐慧,2012^[40]),地位较高的赞助对象向地位较低的赞助品牌进行形象转移更加流畅(Carrillat等,2010^[16])。此外,与赞助对象标识在赞助品牌标识右侧时相比,赞助对象标识在赞助品牌标识左侧时,赞助品牌形象的数值更大,但不显著。这可能是因为页面呈现的赞助标识相对较小,弱化了相对位置的影响,导致数据结果不显著。因此,实验2证实了赞助广告中赞助标识相对位置显著影响赞助品牌形象,假设H2得到支持。

综上,实验2证实了赞助标识中赞助对象标识和赞助品牌标识的相对位置会影响消费者对赞助品牌形象的评价。因此,实验1和实验2的结果共同证实赞助广告中赞助标识绝对位置和相对位置都能够影响赞

助品牌形象。实验3将进一步探究赞助记忆在赞助广告中赞助标识位置影响赞助品牌形象过程中的中介作用。

(三) 实验3:赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象过程中的中介作用

1. 实验设计。

实验3旨在探究赞助记忆在赞助广告中赞助标识位置影响赞助品牌形象的中介作用。考虑到赞助标识绝对位置和相对位置至少包含16个组合,而赞助标识绝对位置和相对位置的作用机制类似,因此实验3通过操控赞助标识中赞助对象标识和赞助品牌标识的相对位置来降低实验复杂度。实验结果可以外推到绝对位置的作用机制,因为与相对位置比较而言,赞助标识不同绝对位置的视觉注意差异更大,对赞助记忆的影响也更大。实验3采用4个实验组(赞助标识相对位置:赞助对象标识在赞助品牌标识的左侧 vs 右侧 vs 上方 vs 下方)的组间实验设计。

2. 刺激物设计。

实验3继续采用实验2中的北京冬奥会作为赞助对象刺激物、安踏品牌作为赞助品牌刺激物。实验3以赞助标识评价的方式开展实验,避免被试知晓研究目的而干扰实验结果。赞助标识刺激物与真实赞助标识的大小和布局一致。

3. 变量测量。

实验3在实验2基础上增加了赞助记忆测项。赞助记忆的测量借鉴成熟量表(Boerman等,2015^[25]),通过让被试完成赞助记忆打分来测量赞助记忆。实验3中其他变量测量与实验2一致,不再赘述。

4. 数据分析。

样本概况。实验3通过问卷星样本服务共收到484个有效样本,男性216名,女性共268名。赞助标识中赞助对象标识在赞助品牌标识左侧、右侧、上方和下方的样本比例依次为24.6%、24.8%、25.2%和25.4%,样本在四个实验组间分布较为均匀。

操控检验。首先,赞助标识相对位置操控成功。赞助标识相对位置为物理变量,实验3删除误判赞助标识相对位置的样本,成功操控赞助标识相对位置。其次,赞助广告视觉吸引力操控成功。赞助标识视觉吸引力在不同实验组间无显著差异($M_{\text{赞助对象标识在上}}=5.68$, $M_{\text{赞助对象标识在下}}=5.60$, $M_{\text{赞助对象标识在左}}=5.42$, $M_{\text{赞助对象标识在右}}=5.62$; $F(3, 480)=1.768$, $p=0.152>0.05$),因此赞助标识位置的操控没有改变赞助标识

视觉吸引力进而产生干扰。因此,实验3操控成功。

假设检验。实验3以赞助标识相对位置为自变量,以赞助品牌形象为因变量,进行方差分析。数据分析结果显示,赞助标识相对位置显著影响赞助品牌形象($M_{\text{赞助对象标识在下}} = 5.94$, $M_{\text{赞助对象标识在上}} = 6.07$, $M_{\text{赞助对象标识在右}} = 5.70$, $M_{\text{赞助对象标识在左}} = 5.81$; $F(3, 480) = 6.515$, $p = 0.000 < 0.001$)。进一步分析显示,赞助对象标识在上方时,赞助品牌形象显著高于赞助对象标识在右侧的情况($M_{\text{赞助对象标识在上}} = 6.07$, $M_{\text{赞助对象标识在右}} = 5.70$; $p = 0.033 < 0.05$)。与实验2结果一致,假设H2再次得到支持。实验3又将赞助标识相对位置分为“上下”“左右”2组。结果显示,上下布局赞助标识相对位置对品牌形象的提升效果显著优于左右布局赞助标识相对位置($M_{\text{赞助标识上下布局}} = 6.01$, $M_{\text{赞助标识左右布局}} = 5.76$; $t(464.598) = -0.424$, $p = 0.000 < 0.001$)。实验3采用Hayes开发的Process插件,检验赞助记忆的中介作用。检验方法设定为Bootstrap test,被试数设定为5000,置信区间设定为95%。分析结果显示,与赞助标识相对位置 $X1_{\text{(赞助对象标识在下)}}$ 比较而言, $X2_{\text{(赞助对象标识在右)}}(\beta_{X2} = -0.285$, $t_{X2} = -3.293$, $p = 0.0011 < 0.01$)和 $X3_{\text{(赞助对象标识在左)}}(\beta_{X3} = -0.208$, $t_{X3} = -2.410$, $p = 0.0163 < 0.05$)显著影响赞助品牌形象;同时,相对位置 $X2_{\text{(赞助对象标识在右)}}(\beta_{X2} = -0.365$, $t_{X2} = -3.468$, $p = 0.000 < 0.001$)和 $X3_{\text{(赞助对象标识在左)}}(\beta_{X3} = -0.236$, $t_{X3} = -2.234$, $p = 0.026 < 0.05$)对赞助记忆的影响显著;赞助记忆显著影响赞助品牌形象($\beta = 0.226$, $t = 6.094$, $p = 0.000 < 0.01$)。效应分解显示bootstrap 95%置信区间不包含0,说明赞助标识相对位置显著影响赞助品牌形象,而赞助记忆在其中具有中介作用。因此,假设H3得到支持。

综上,实验3证实了赞助记忆是赞助广告中赞助标识位置影响赞助品牌形象的中介变量,揭示出赞助标识位置影响赞助品牌形象的作用机制。综合实验1、实验2和实验3的结果,无论是赞助标识在赞助广告中的绝对位置还是相对位置,赞助标识位置都会影响赞助品牌形象,说明赞助标识位置是影响赞助品牌形象的稳健变量,其机制在于增强赞助记忆进而促进赞助对象形象向赞助品牌转移。

四、研究结论与展望

(一) 研究结论

赞助营销已经成为企业品牌营销的重要手段。随

着广告屏蔽方法越来越成熟,企业通过广告等手段接触消费者的难度越来越大、成本越来越高,赞助营销的消费者回避较少的优势越发凸显,使得赞助营销成为理论研究热点问题(杨洋等,2015^[15])。赞助曝光效果是赞助营销成功的关键(Boronzky等,2018^[7]; Breuer和Rumpf,2012^[5]),赞助标识在赞助曝光中具有核心作用(Alonso Dos Santos等,2019^[8])。本文基于位置效应和形象转移理论,采用三个情景实验,证实了赞助标识在赞助广告中的绝对位置和相对位置显著影响赞助品牌形象以及赞助记忆在其中的中介作用,得到以下研究结论。

第一,赞助标识在赞助广告中的位置影响赞助品牌形象。改善赞助品牌形象是赞助营销的主要目的(Alonso Dos Santos等,2019^[8]),但尚不清楚赞助标识位置等物理因素如何影响赞助效果(Boronzky等,2018^[7])。本文证实了赞助标识在赞助广告中的绝对位置和相对位置影响赞助品牌形象,拓展了对影响赞助营销效果的物理因素的认识。这不仅响应了Henderson等(2019)^[41]关于探索设计因素对赞助效果的呼吁,也响应了Sample等(2020)^[42]关于探索位置因素如何影响消费者评价的呼吁。

第二,赞助广告中的位置因素能促进赞助营销中的赞助形象转移。赞助形象转移理论认为,消费者记忆网络中的品牌图式和赞助对象图式的关联性越强,消费者对赞助对象的情感与认知就越容易转移到赞助品牌(Gwinner,1997^[43])。现有文献主要基于图示理论探讨了促进赞助形象转移的因素(Grohs和Reisinger,2014^[10])。本文通过证实赞助标识位置效应,识别出赞助标识位置也是促进赞助对象形象向赞助品牌形象转移的路径。这增加了对赞助形象转移影响因素的认识,表明图示关联性并不是赞助形象转移的唯一路径,赞助品牌标识与赞助对象标识的物理接近性也能够促进赞助形象转移。

第三,赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象的过程中具有中介作用。这揭示了赞助广告中赞助标识位置影响赞助品牌形象的作用机制,进一步深化了赞助营销理论,响应了Sample等(2020)^[42]对探索位置效应影响机制的呼吁。

(二) 管理启示

第一,赞助企业可以通过优化赞助标识设计更好地挖掘赞助营销价值。随着赞助营销的作用越发凸显,企业赞助营销成本也快速上涨(IEG,2017^[2]),

赞助品牌需要开展更为精细的赞助营销才能维持或提升赞助营销投入的效益。优化赞助广告中赞助标识的绝对位置和相对位置的成本极低,却能达到改善赞助品牌形象的目的。因此,优化赞助广告中赞助标识的位置,是提升赞助营销效果的高效方式,值得赞助企业酌情应用。

第二,赞助对象可以为赞助品牌提供更加灵活的赞助营销微创新。大型赛事和活动是企业赞助营销的主流赞助对象,但为了维护权威性和形象统一性,它们往往对赞助标识使用进行严格限定。这会限制赞助企业挖掘赞助营销效果的空间,可能降低赞助企业的赞助投入,进而导致赞助对象的赞助收入减少、赞助企业的营销绩效降低的双输局面。因此,赞助对象可以鼓励赞助企业在许可的营销载体上进行赞助标识位置的微创新,提升企业赞助营销效果,进而获得赞助权益溢价。

第三,广告策划机构可以将赞助标识位置作为赞助广告设计的关键元素。赞助广告是曝光赞助品牌与赞助对象关联性的主流载体,赞助广告设计效果往往决定了赞助曝光水平,进而决定赞助营销效果。广告策划机构可以基于赞助对象形象向赞助品牌转移的影

响因素,特别重视赞助标识位置,增强消费者对赞助信息的记忆。这样能低成本、高效率地提升赞助广告效果,帮助赞助品牌改善品牌形象,形成更好的赞助营销产业生态。

(三) 局限与展望

本文探讨了赞助广告中赞助标识位置对赞助品牌形象的影响,并揭示了赞助记忆在赞助标识位置影响赞助品牌形象过程中的中介作用。研究局限与展望主要包括以下方面。第一,本文研究了赞助广告中的赞助标识位置,后续研究可以关注不同赞助曝光载体上的赞助标识位置影响的共性和特异性,如赞助活动现场、赞助企业产品、赞助企业公关活动等。第二,本文分析了赞助标识位置的直接影响,后续研究可以进一步探索赞助标识位置与其广告元素的交互作用,包括赞助广告口号、品牌代言人、广告产品等元素。第三,本文探究了赞助广告中赞助标识位置对赞助品牌形象的影响,后续研究可以进一步分析赞助标识位置对赞助品牌实际销售额的影响。第四,本文在北京冬奥会开幕前开展实验,后续研究可以进一步探讨北京冬奥会开幕后是放大还是削弱赞助广告中赞助标识位置对赞助品牌形象的影响。

参考文献

- [1] Meenaghan T. Measuring Sponsorship Performance: Challenge and Direction [J]. *Psychology & marketing*, 2013, 30 (5): 385-393.
- [2] IEG. Sponsorship Spending Forecast: Continued Growth Around The World [EB/OL]. (2017) [2022-01-12]. <http://www.sponsorship.com/>.
- [3] 付磊, 蔡兴林. 大型赛事赞助、网络关注度与企业市场价值——2018年俄罗斯世界杯中国赞助商实证研究 [J]. *体育科学*, 2020 (4): 28-34.
- [4] Johar V G, Michel T P, Kirk L W. How Event Sponsors Are Really Identified: A (Baseball) Field Analysis [J]. *Journal of Advertising Research*, 2006, 46 (2): 183-198.
- [5] Breuer C, Rumpf C. The Viewer's Reception and Processing of Sponsorship Information in Sport Telecasts [J]. *Journal of Sport Management*, 2012, 26 (6): 521-531.
- [6] Breuer C, Rumpf C. The Impact of Color and Animation on Sports Viewers' Attention to Televised Sponsorship Signage [J]. *Journal of Sport Management*, 2015, 29 (2): 170-183.
- [7] Boronczyk F, Rumpf C, Breuer C. Determinants of Viewer Attention in Concurrent Event Sponsorship [J]. *International Journal of Sports Marketing and Sponsorship*, 2018, 19 (1): 11-24.
- [8] Alonso Dos Santos M, Calabuig Moreno F, Sánchez Franco M. Congruence and Placement in Sponsorship: An Eye-tracking Application [J]. *Physiology & Behavior*, 2019, 200: 159-165.
- [9] Grohs R, Reisinger H. Sponsorship Effects on Brand Image: The Role of Exposure and Activity Involvement [J]. *Journal of Business Research*, 2014, 67 (5): 1018-1025.
- [10] Jin C, Yoon M, Lee J. The Influence of Brand Color Identity on Brand Association and Loyalty [J]. *Journal of Product & Brand Management*, 2019, 28 (1): 50-62.
- [11] Gupta T, Hagtvedt H. Safe Together, Vulnerable Apart: How Interstitial Space in Text Logos Impacts Brand Attitudes in Tight Versus Loose Cultures [J]. *Journal of Consumer Research*, 2021, 48 (3): 474-491.
- [12] 王海忠, 范孝雯, 欧阳建颖. 消费者自我概念、独特性需求与品牌标识形状偏好 [J]. *心理学报*, 2017 (8): 1113-1124.
- [13] 王海忠, 秦深, 刘笛. 奢侈品品牌标识显著度决策: 张扬还是低调——自用和送礼情形下品牌标识显著度对购买意愿的影响机制比较

- [J]. 中国工业经济, 2012 (11): 148-160.
- [14] 杨洋, 方正, 江明华. 消费者调节聚焦对赛事赞助效果的影响研究 [J]. 体育科学, 2015 (1): 24-34.
- [15] Carrillat F A, Harris E G, Lafferty B A. Fortuitous Brand Image Transfer [J]. *Journal of Advertising*, 2010, 39 (2): 109-123.
- [16] 尚晓燕, 郭晓凌. 品牌也需“高颜值”: 品牌标识设计的消费者反应研究述评 [J]. *外国经济与管理*, 2020 (1): 55-69.
- [17] Cian L, Krishna A, Elder R S. This Logo Moves Me: Dynamic Imagery from Static Images [J]. *Journal of Marketing Research*, 2014, 51 (2): 184-197.
- [18] Collins A M, Loftus E F. A Spreading-activation Theory of Semantic Processing [J]. *Psychological Review*, 1975, 82 (6): 407-428.
- [19] Close A G, Lacy R. Fit Matters? Asymmetrical Impact of Effectiveness for Sponsors and Event Marketers [J]. *Sport Marketing Quarterly*, 2013, 22 (2), 71-82.
- [20] Han S, Choi J, Kim H, et al. The Effectiveness of Image Congruence and the Moderating Effects of Sponsor Motive and Cheering Event Fit in Sponsorship [J]. *International Journal of Advertising*, 2013, 32 (2): 301-317.
- [21] Valenzuela A, Raghuraj P. Are Consumers Aware of Top-bottom but not of Left-right Inferences? Implications for Shelf Space Positions [J]. *Journal of Experimental Psychology Applied*, 2015, 21 (3): 224-241.
- [22] Sunaga T, Park J, Spence C. Effects of Lightness-Location Congruency on Consumers' Purchase Decision-making [J]. *Psychology & Marketing*, 2016, 33 (11): 934-950.
- [23] Goodrich K. What's Up? Exploring Upper and Lower Visual Field Advertising Effects [J]. *Journal of Advertising Research*, 2010, 50 (1): 91-106.
- [24] Choi J, Myer D W. The Effect of Product Positioning in a Comparison Table on Consumers' Evaluation of a Sponsor [J]. *Marketing Letters*, 2012, 23 (1): 367-380.
- [25] Boerman S C, Van Reijmersdal E A, Neijens P C. Using Eye Tracking to Understand the Effects of Brand Placement Disclosure Types in Television Programs [J]. *Journal of Advertising*, 2015, 44 (3): 196-207.
- [26] Chae B, Hoegg J. The Future Looks “Right”: Effects of the Horizontal Location of Advertising Images on Product Attitude [J]. *Journal of Consumer Research*, 2013, 40 (2): 223-238.
- [27] Atalay A S, Bodur H O, Rasolofoarison D. Shining in the Center: Central Gaze Cascade Effect on Product Choice [J]. *Journal of Consumer Research*, 2012, 39 (4): 848-866.
- [28] Deng X, Kahn B E, Unnava H R, et al. A “Wide” Variety: Effects of Horizontal Versus Vertical Display on Assortment Processing, Perceived Variety, and Choice [J]. *Journal of Marketing Research*, 2016, 53 (5): 682-698.
- [29] Hernandez M D, Wang Y, Sheng H, et al. Escaping the Corner of Death? An Eye-tracking Study of Reading Direction Influence on Attention and Memory [J]. *Journal of Consumer Marketing*, 2017, 34 (1): 1-10.
- [30] 蒋玉石, 范婷, 阳爽. 背景图案对消费者注意白酒广告的影响研究——来自自动的证据 [J]. *营销科学学报*, 2014 (2): 113-120.
- [31] Kerckhove A V, Pandelaere M. Why Are You Swiping Right? The Impact of Product Orientation on Swiping Responses [J]. *Journal of Consumer Research*, 2018, 45 (3): 633-647.
- [32] Olson E L. Does Sponsorship Work in the Same Way in Different Sponsorship Contexts? [J]. *European Journal of Marketing*, 2010, 44 (1/2): 180-199.
- [33] Coppetti C, Wentzel D, Tomczak T, et al. Improving Incongruent Sponsorships Through Articulation of The Sponsorship And Audience Participation [J]. *Journal of Marketing Communications*, 2009, 15 (1): 17-34.
- [34] 贾佳, 杨强, 蒋玉石. 产品页面中推送产品缩略图位置对消费者注意和记忆的影响研究 [J]. *工业工程*, 2019 (4): 40-48.
- [35] Cornwell T B, Humphreys M S. Memory for Sponsorship Relationships: A Critical Juncture in Thinking [J]. *Psychology & Marketing*, 2013, 30 (5): 394-407.
- [36] David M W, Michaelis M. Sponsorship Congruence and Brand Image A Pre-post Event Analysis [J]. *European Journal of Marketing*, 2012, 46 (3/4): 509-523.
- [37] Jin N, Lee H, Lee S. Event Quality, Perceived Value, Destination Image, and Behavioral Intention of Sports Events: The Case of the IAAF World Championship, Daegu, 2011 [J]. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 2013, 18 (8): 849-864.
- [38] Speed R, Thompson P. Determinants of Sports Sponsorship Response [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2000, 28 (2): 227-238.
- [39] Heckler S E, Childers T L. The Role of Expectancy and Relevancy in Memory for Verbal and Visual Information: What Is Incongruity? [J]. *Journal of Consumer Research*, 1992, 18 (4): 475-492.
- [40] 徐慧. 现代汉语上下方位关系的空间隐喻研究 [J]. *西南科技大学学报 (哲学社会科学版)*, 2012 (6): 88-91.
- [41] Henderson C M, Mazodier M, Sundar A. The Color of Support: The Effect of Sponsor-team Visual Congruence on Sponsorship Performance [J]. *Journal of Marketing*, 2019, 83 (3): 50-71.
- [42] Sample K L, Hagtvedt H, Brasel S A. Components of Visual Perception in Marketing Contexts: A Conceptual Framework and Review [J]. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 2020, 48 (3): 405-421.
- [43] Gwinner K. A Model of Image Creation and Image Transfer in Event Sponsorship [J]. *International Marketing Review*, 1997, 14 (3): 145-158.